



TITLE:

大学生の主体的な学修態度の形成
に関する実証的研究(
Dissertation_全文)

AUTHOR(S):

畑野, 快

CITATION:

畑野, 快. 大学生の主体的な学修態度の形成に関する実証的研究. 京都大学, 2014, 博士(教育学)

ISSUE DATE:

2014-03-24

URL:

<https://doi.org/10.14989/doctor.k18014>

RIGHT:

大学生の主体的な学修態度の形成に関する実証的研究

教育学研究科教育科学専攻

高等教育開発論講座

平成 23 年度進学

はたの かい

畑野 快

目次

序章 はじめに	1
第Ⅰ部：問題と目的	3
第1章 大学生の「主体的な学修」と主体的な学修態度	3
1.1 日本の大学進学率の現状と単位制度の実質化及び「学士力」	3
1.2 学修時間と学修成果の関連：学修時間は学修成果の規定要因なのか？	6
1.3 学修時間の増加は学士課程教育の質の保証を実現するか？	9
1.4 大学生の「主体的な学修」と主体的な学習はどのように異なるのか？	12
1.5 大学生の主体的な学修態度の定義：主体的な学修態度はどのような態度なのか？	15
第2章：主体的な学修態度とその形成を促す心理的要因との関係	19
2.1 動機づけが主体的な学修態度に及ぼす影響	20
2.2 アイデンティティ，内発的動機づけが主体的な学修態度に及ぼす影響	22
2.3 内発的動機づけが自己調整学習方略を媒介して主体的な学習態度に及ぼす影響	24
2.4 統合的なモデルの実証的検討と縦断調査に基づく変化の関係	26
2.5 本論文の目的	27
第Ⅱ部：実証的研究	30
第3章 研究1：主体的な学修態度尺度の開発：信頼性及び妥当性の検討	30
3.1 問題と目的	30
3.2 予備調査	31
3.3 方法	31
3.4 結果	33
3.5 考察	36
第4章 研究2：内発的動機づけが主体的な学修態度に及ぼす影響	38
4.1 問題と目的	38
4.2 予備調査	40
研究 2-1	40

4.3	目的.....	40
4.4	方法.....	41
4.5	結果と考察	42
研究 2-2	44
4.6	目的.....	44
4.7	方法.....	45
4.8	結果.....	46
4.9	考察.....	47
第 5 章	研究 3 : アイデンティティが内発的動機づけを媒介して主体的な学修態度に及ぼす影響	50
5.1	問題と目的	50
5.2	方法.....	53
5.3	結果.....	54
5.4	考察.....	56
第 6 章	研究 4 : 自己調整学習方略が主体的な学修態度に及ぼす影響	60
6.1	問題と目的	60
研究 4-1	61
6.2	目的.....	61
6.3	方法.....	62
6.4	結果.....	64
研究 4-2	66
6.5	目的.....	66
6.6	方法.....	66
6.7	結果.....	67
6.8	考察.....	68
第 7 章	研究 5 : 内発的動機づけが SRLS を媒介して主体的な学修態度の及ぼす影響 ...	71
7.1	問題と目的	71
7.2	方法.....	72
7.3	結果.....	73
7.4	考察.....	75

第 8 章 研究 6：アイデンティティが内発的動機づけ，SRLS を媒介して主体的な学修態度に及ぼす影響	78
8.1 問題と目的	78
8.2 方法	79
8.3 結果	80
8.4 考察	82
第 9 章 研究 7：SRLS の「変化」と主体的な学修態度の「変化」の関連性	85
9.1 問題と目的	85
9.2 方法	88
9.3 結果	89
9.4 考察	94
第Ⅲ部：総合考察	97
第 10 章 総合考察	97
10.1 まとめ	97
10.2 大学教育研究への示唆	101
10.2.1 大学生の「主体的な学修」を測定及び評価することへの示唆	102
10.2.2 大学生の主体的な学修態度の形成をサポートする方策についての示唆	103
10.3 本論文の限界と今後の展望	109
10.4 終わりに：大学教育研究の今後の進展に向けて	110
資料：使用尺度	112
引用文献	115
謝辞	129

序章 はじめに

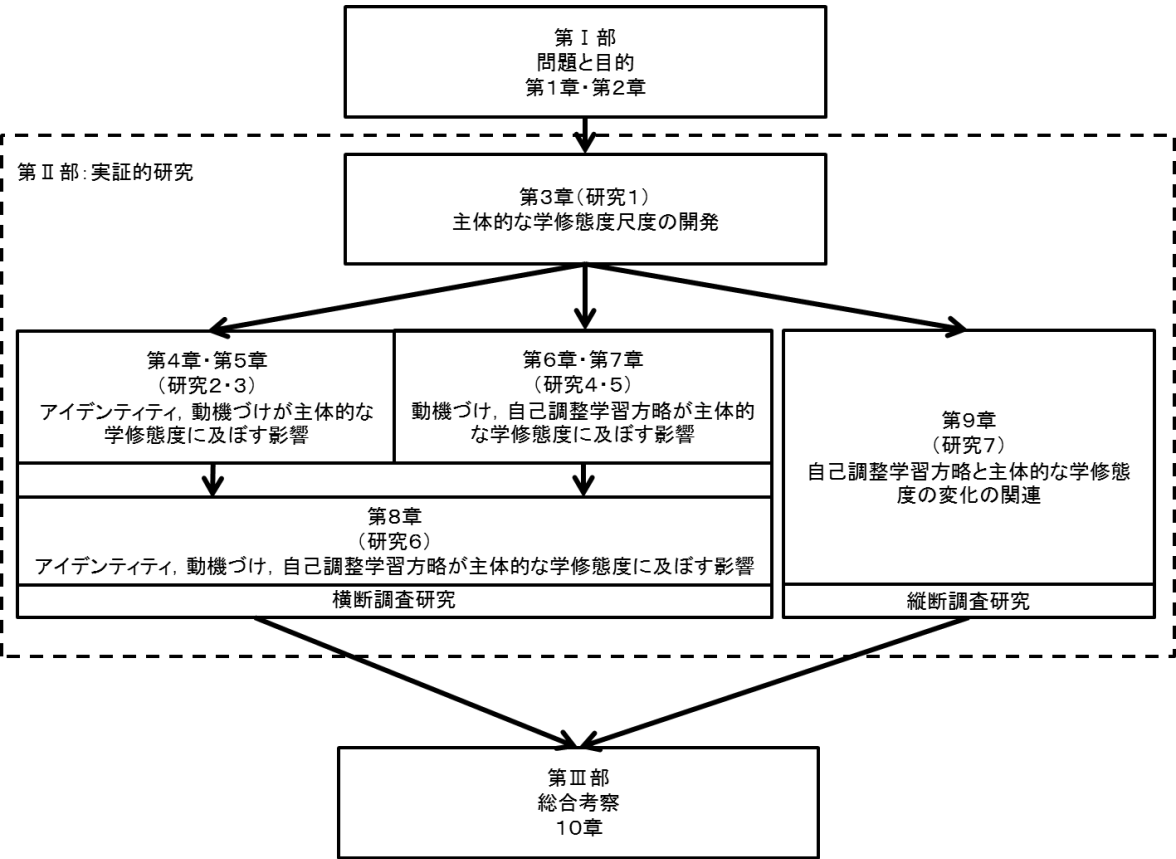
近年、日本の高等教育は、大学進学率が 50 %を超えるユニバーサル段階へと移行し、それに伴い大学生の多様化が進行している。このような状況において、大学には学士課程教育における質の保証がより一層強く求められるようになった。教育の質や教育のプロセスと結果を保証しようとする制度の 1 つが単位制度である。単位制度では、講義や実験などの授業時間と予習・復習の主体的な学習時間を合わせて学修時間とする。そして、そこでは 1 単位の授業科目を 45 時間の学修を必要とする内容をもって構成することを標準とし、概ね 45 時間の学修時間を想定している。四年制大学を卒業する要件が 124 単位以上の修得であることから逆算すると、学期中 1 日当たりの総学修時間は 8 時間程度となる。しかし、2007 年の全国大学生調査によると（東京大学大学院教育学研究科大学経営・政策研究センター, 2008）、最近の日本の大学生の学修時間は 1 日あたり 4.6 時間と短く、ほとんどが授業時間で占められている。こういった現状を受け、予習・復習などの主体的な学修時間を積極的に増加させる取り組みが、大学に対して強く推奨されようとしている（文部科学省, 2012）。

しかしながら、ここでの「主体的な学修」には、(a) 時間数という単純に量的な側面と (b) 学修態度という質的な側面の 2 つが含まれることに留意する必要がある。中央教育審議会の新たな答申において（文部科学省, 2012）、大学生の授業外学修時間を増加する取り組みが大学に推奨される機運が高まりつつあるが、主体的な学修態度という質的な側面については十分に議論がなされず、その内実すら不明瞭なまま、学修時間数のみが強調されている現状がある。このような問題を解決するためには、大学生の主体的な学修態度を適切かつ明確に定義した上で測定し、その形成を促す心理的要因を明らかにする必要がある。そうすることで、大学生の「主体的な学修」を量・質の両側面から測定及び評価する枠組みが構築され、さらには、心理的要因に即したサポートの方策を検討することが可能となるからである。

このような問題意識から、本研究では、主体的な学修態度を測定するための尺度を開発し、その形成を促す心理的要因との実証的検討を通して、(1) 量・質の両側面から「主体的な学修」を評価する枠組みを構築すること、(2) 心理的要因に即した主体的な学修態度の形成をサポートするための方策を提言することを目的とした。本論文は以下のように構

成される。第Ⅰ部（第1,2章）は本論文における問題背景と目的からなり，大学生の「主体的な学修」が注目されるようになった背景と課題，そして主体的な学修態度の定義及び仮説の生成を行う。第Ⅱ部（第3～9章）では仮説の検証を行う。第Ⅱ部は7つの研究からなり，第Ⅰ部で生成された仮説を定量的アプローチに基づき，実証的に検討する。第Ⅲ部（第10章）では総合考察を行う。ここでは第Ⅱ部で得られた結果から本論文の意義及び大学教育研究に対する示唆について議論を行った後，本論文の限界及び課題について言及する。

なお，大学設置基準によると，学修とは大学の単位に関わる学び（講義，演習，実験，実習，実技，授業のための事前・事後の展開）を指すことに対して，学習は大学の単位に関わらない内容も含めた広く一般的な学びを指す。本論文では両者を弁別して表記することとする。



本論文の構成

第 I 部：問題と目的

第 1 章 大学生の「主体的な学修」と主体的な学修態度

第 1 章では、本論文の問題背景及び目的について述べる。まず、大学進学率の現状と 1998, 2008, 2012 年の文部科学省による中教審答申を中心に政府の学士課程教育についての政策を概観し、大学生の「主体的な学修」と学修時間が注目されるようになった背景を確認する。次に、学士課程教育の質の保証を実現する上で「主体的な学修」の量的な側面である学修時間にのみ着目することの限界点を指摘し、質的な側面としての主体的な学修態度の提言及び定義を行う。

1.1 日本の大学進学率の現状と単位制度の実質化及び「学士力」

大学を取り巻く大きな変化の 1 つは、大学進学率の上昇である。ここ半世紀の大学進学率の変化を学校基本調査 (2013) に基づき確認してみると、1955 年には 4 年生大学、短期大学を合わせた全体で 7.9% であった大学進学率は、1995 年には 32.1%、さらに 2010 年には 50.9% となっており、高校生の二人に一人は大学に進学するようになっている (Figure 1-1)。また、短期大学への進学率は 1995 年をピークに年々減少しており、進学者の大半が 4 年生大学に進学するようになっている。このような二人に一人が大学に進学する現状は、「大学全入時代」と言われ、学士課程教育の質の問題と大きく関わっている。

大学進学率の上昇と学士課程教育の質の関係に着目し、その関係をモデルとして体系的に論じたのが、Trow である。Trow (1972/1976) は、先進産業社会の高等教育システムを、その歴史的発展段階に従って、異なった基本構造を持つエリート、マス、ユニバーサルの 3 つの段階に分類した。まず、エリート段階は、高等教育適齢人口中に占める学生数の在籍比率が約 15% 程度までの大きさと考えられている。エリート段階において高等教育の機会、少数者の特権であり、高等教育の主要機能はエリート・支配階級の精神や性格であるとされる。次に、マス段階では高等教育適齢人口中に占める学生数の在籍比率が約 15% ~ 50% 程度までの規模と考えられている。マス段階において高等教育の機会、相対的多数者の権利であり、高等教育の主要機能は専門分化したエリート養成と社会の指導者層の養成であるとされる。最後はユニバーサル段階である。この段階では大学進学率が高等教育適齢人口中に占める学生数の在籍比率が 50% 以上の状況を指す。そして、高等教育の機

会は万人の義務であり、高等教育の主要機能は産業社会に適応しうる国民の育成であるとされる。

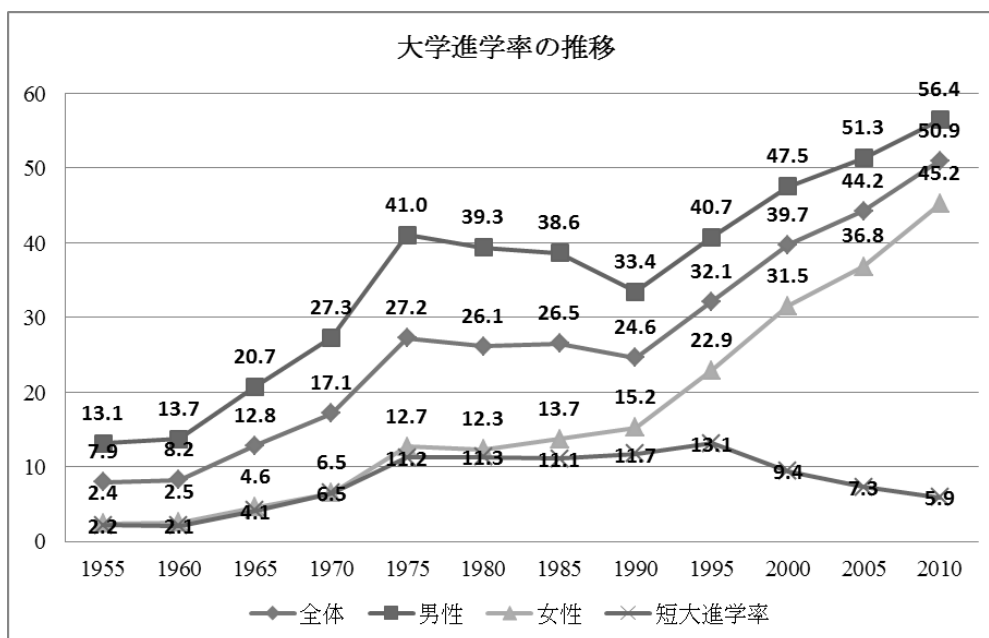


Figure 1-1 大学進学率の推移（学校基本調査（2013）より作成）

現在、日本の大学進学率は50%を越えていることから、その高等教育システムはユニバーサル段階へ移行したと考えられる。そして、エリート段階、マス段階の時代の大学生と比べて学力が低く、明確な目的を持たずに大学に入学してきた大学生に対して大学が適切な教育を行うことで、学士課程教育の質を保証しなければならない現状にある（山田, 2012）。つまり、大学進学率の増加に伴う大学生の多様化は学士課程教育の質保証の問題を引き起こし、学士課程教育は、以前よりも学力や学ぶ意欲が多様化した大学生に対して十分に機能しているのか、という点が重要な問題となったのである（溝上, 2004; 寺崎, 2007, 2010）。もちろん、大学進学率の増加は、10年以上前から予測されたことであり、近年において急遽その問題が取りざたにされた訳ではない。文部科学省は、学士課程教育の質の保証を実現するために大きく2つの政策をとった。1つは単位制度に着目しその実質化を目指すこと、もう1つは、学修成果の基準を「学士力」として明記することで、学士課程教育における学修成果の達成基準を明確にすることである。以下、それぞれの政策を概観する。

まず、1998年大学審議会答申『21世紀の大学像と今後の改革方策について』では、「単

位制度の実質化」がその中心的なテーマとして取り上げられた。現行の大学設置基準では、1 単位を 45 時間の学修時間、講義及び演習では授業時間を 15～30 時間の範囲で定めると規定されている。そして、総学修時間 45 時間から 15～30 時間の「授業学修(in-class learning)」時間を引いた残りが「授業外学修(out-of-class learning)」の時間となる。一般的に、大半の大学は 2 学期制を採用しており、1 授業科目の単位数は概ね 2 単位として理解される。そのことから、1 つの授業科目に対して学生は 90 時間の総学修時間が必要となる。授業は 1 回 2 時間（大半の大学において 1 回の授業時間は 90 分であるが、これは 2 時間とみなされる）であるから、授業内学修時間は 30 時間（2 時間×15 週）であり、授業外学修時間はその残り、すなわち求められる授業外学修時間は 60 時間（総学修時間 90 時間から 30 時間を差し引いた時間）である。そして、四年制大学を卒業する要件が 124 単位以上の修得であることから逆算すると、学期中 1 日当たりの総学修時間は 8 時間程度となる。1998 年の中教審答申は、単位制度で決められている基準まで大学生に授業外学修をさせることで学士課程教育の質の保証を実現しようとした。そして、大学は、これを受けて単位の基準を明確にする GPA 制度、一定期間における単位修得数を制限する CAP 制度を積極的に導入し、大学生が単位を修得するための基準を客観的にすると同時に、大学生が学修するための時間を積極的に確保しようとした。

次に、2008 年の中教審答申『学士課程教育の構築に向けて』では、学士課程教育の修了時の学修成果を「学士力」と名づけ、その達成度を評価することを大学に求めるようになった。「学士力」は大きく、①専門的な知識や理解を活用して、何かを行うことができる「分野に固有の能力」、②分野に固有の知識訓練を通じて獲得することが可能であるが、分野に固有の知識や理解に依存せず、一般的・汎用的な有用性をもつ何かを行うことができる「ジェネリック・スキル」に分類される。さらに、それぞれは知識・理解、汎用的技能、態度・志向性、総合的な学習経験と創造的思考力の 4 分野、またそれぞれの分野に関連する 13 項目に分類される（Figure 1-2）。もちろん全ての大学に一律に「学士力」の基準を設けることは困難であることから、各大学は「学士力」を参考指針として、個別の学士像を提示し、そこに近づく努力を行うことで「質の保証」を実現しようとした（佐々木、2012）。

文部科学省（2008）の「学士力」の提示は、1991 年の大学設置基準の大綱化以降、教育改善活動（Faculty Development: FD）の中心が、大学あるいは大学教員の取り組みであったが、その関心を大学生の学修成果へと転換させた。この転換は、「どのように教えたか」

(ティーチング) から「大学生が何をどのように学んだのか」(ラーニング) へFDの視点が転換したことを意味するものとして理解される(松下, 2012a, b)。これ以降, 大学生の学修成果を測定し, またその規定要因を探る研究が多くなされるようになった。

1. 知識・理解	2. 汎用的技能
(1)多文化・異文化に関する知識の理解 (2)人類の文化, 社会と自然に関する知識の理解	(1)コミュニケーション・スキル (2)数量的スキル (3)情報リテラシー (4)論理的思考力 (5)問題解決力
3. 態度・志向性	4. 総合的な学習経験と創造的思考力
(1)自己管理能力 (2)チームワーク・リーダーシップ (3)倫理観 (4)市民としての社会的責任 (5)生涯学習力	これまでに獲得した知識・技能・態度等を総合的に活用し, 自らが立てた新たな課題にそれらを適用し, その課題を解決する能力

Figure 1-2 学士力の4分野13項目

1.2 学修時間と学修成果の関連：学修時間は学修成果の規定要因なのか？

それでは, 1998 年の中教審答申以降, 大学生の学修時間は増加したのだろうか。東京大学大学院教育学研究科大学経営・政策研究センターは, 2007 年に全国 127 大学 288 学部 44950 名を対象に調査した結果は(東京大学大学院教育学研究科大学経営・政策研究センター, 2008), 日本の大学生の学修時間が1日あたり4.6時間と短く, さらにそのほとんどが授業に出席する時間で占められていることを示すものであった(授業出席時間: 3.6時間(卒業論文に関わる時間を含む), 授業関連学修時間: 1.0時間)。この結果は, 大学生が授業に出席はしているものの, 授業外学修時間が単位制度の基準に満たしていないこと, それどころか大半の大学生が授業外学修に時間を費やしていないことを明らかにするものであった。

この結果に加え、学修時間が「学士力」に表されるような汎用的技能と関連する可能性を示す研究も多くみられるようになった。まず、1980年代からユニバーサル段階への移行が危惧され、日本より先にティーチングからラーニングへの転換がなされていたアメリカでは（Tagg, 2003）、学修時間と学修成果の関連を検討した研究が多くなされていた。それらの結果は概ね、学修時間の長さや成績などの学修成果との間に正の関連を示すものであった（Astin, 1984, 1993; Brint & Catwell, 2010; Brint, Cantwell, & Hanneman 2006; Pace, 1990 など）。

次に、日本においてもアメリカと類似した結果、すなわち学修時間と汎用的技能との関連を示す結果が得られている。西垣（2008）は、大学生 2720 名を対象とした質問紙調査から、一週間あたりの勉強や宿題にかかる時間と汎用的技能の獲得感との関係を検討したところ、週 6 時間以上の学修を行う大学生はそうでない大学生よりも汎用的技能の獲得感が高いことを示している。谷村（2011）、金子（2012a）、小方（2008）では、東京大学大学院教育学研究科大学経営・政策研究センターが行った全国大学生調査のデータを元に、学修時間と学修成果との関連を検討している。谷村（2011）は学修時間を授業・実験に出席した時間を表す「授業出席時間」、授業・授業の課題、準備、復習に費やす時間を表す「授業関連学修時間」、授業とは関係のない学習に費やした時間を表す「自主学习」に分類し、それぞれの学習時間が学修成果、とりわけ授業が自分の専門分野の知識、理解に役立っているかどうかを表す「専門的成果」、論理的に文章を書く力などの「汎用的技能」に及ぼす影響を検討した結果、「授業関連学修時間」が学修成果に正の影響を及ぼすことを報告している。金子（2012a）もまた、授業外学修時間と汎用的能力の関係を重回帰分析によって検討したところ、授業外学修時間が汎用的技能の獲得感に寄与する可能性を示している。さらに小方（2008）は、学部の組織構造、学生の背景・入学経験、教育プログラム、学生のエンゲージメント（授業外学習時間）が学修成果に影響を及ぼすモデルを想定し（Figure 1-3）、実証的検討を行っている。重回帰分析、パス解析を行った結果、入学前の学力や学習習慣、教育プログラムの特性が学生のエンゲージメントを支えていること、そして授業外学修時間が学修成果を予測する可能性が示されている。

加えて、山田（2009）は、2005 年から 2006 年に全国の国公立大学 8 校の大学生 3961 人から回答を得た調査に基づき、学修時間と汎用的技能との関連について実証的検討を行っている。ここでは機関の環境（学年・専門分野）、社会化エージェントとの相互作用（教員、友人、先輩・後輩・同級生）と学生の関与（努力の質（学修時間）、努力の量等・経

験・適応)がそれぞれ学修成果に及ぼす影響について検討している。重回帰分析の結果、機関の環境は学生の関与に正の影響を与えること、学生の関与は学修成果に正の影響を及ぼすことが明らかになっている (Figure 1-4)。

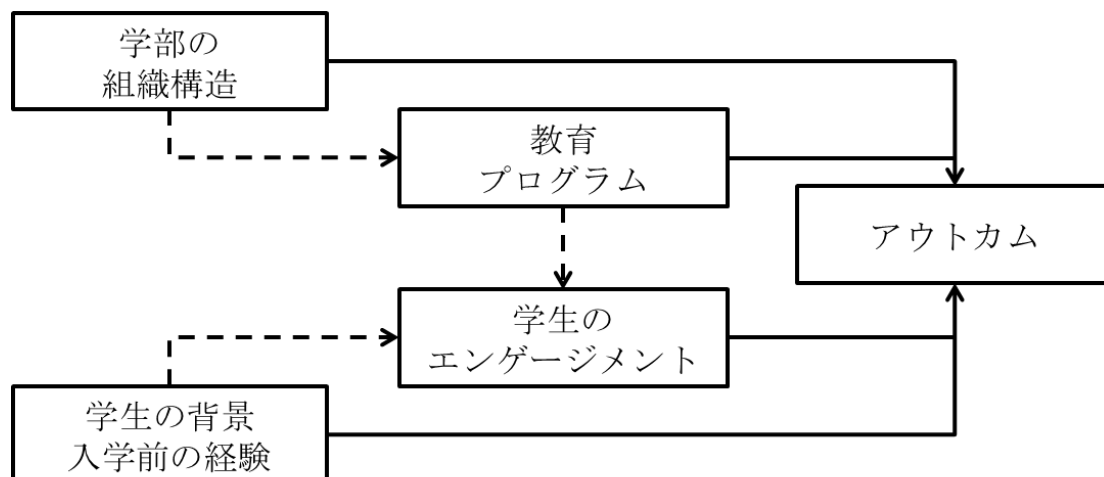


Figure 1-3 小方 (2008) によるアウトカムの規定要因モデル

これら以外にも汎用的技能に対して学修時間が及ぼす複合的な影響について検討した研究がいくつかみられる。溝上・中間・山田・森 (2009) は、学習や友人との交際、アルバイトやサークルなどの生活時間を測定し、その得点を基準として高群・低群に分類し、それに基づき大学生を 8 つのタイプ (学生タイプ) に分類している。学生タイプを比較したところ、授業内学修、授業外学修に加えて交際やアルバイトなどさまざまな活動に時間を費やす学生タイプが、コミュニケーション能力、起業能力など汎用的技能の獲得感が高いことを示している。また、溝上 (2009) は、学習時間を大学で授業や実験に参加する「授業内学修時間」、授業に関する勉強 (予習や復習、宿題・課題など) を行う「授業外学修時間」、授業とは関係のない勉強を自主的に行う「自主学習時間」に分類し、学生タイプの作成及びその差異を比較・検討した。その結果、「授業内学修時間」に加えて、「授業外学修時間」、「自主学習時間」の得点が高い大学生は、生活に充実感を感じ、学習意欲も高いことを明らかにしている。さらに山田・森 (2010) は、授業内・外学修を正課内活動、アルバイトやサークルなどを正課外活動とした上で、それぞれの活動に費やした時間から学生タイプを作成し、正課内だけでなく正課外活動に時間を費やす学生タイプは、汎用的

技能の獲得感が高いことを示している。

これらの結果は、大学生の学修時間とりわけ授業外学修時間が極めて短いこと、さらに授業外学修時間が汎用的技能の規定要因となる可能性を示唆するものであり、学士課程教育の質の保証を実現するために、大学生の学修時間を増加させる取り組みを大学に推奨するものであった。実際、山田（2009）や山田・森（2010）らの結果を受けて、授業外学修時間を増加させるための授業実践研究もみられるようになった。蔣（2010）は、授業で出される課題が大学生の授業外学修時間に与える影響を検討している。ビデオ観察、インタビュー調査を行った結果、教員が課題を出すことは大学生の授業外学修時間を促す可能性を見出している。また、吉田・戸川・金西（2011）は、大学生に授業外学修を行う動機を尋ね、記述をカテゴリーに分類した。その結果、授業外学修時間を促す要因として、①授業内容のレベル、②課題、③教材・資料、④学生同士の関係構築、⑤学生が主体的に取り組む授業設計が見出されている。

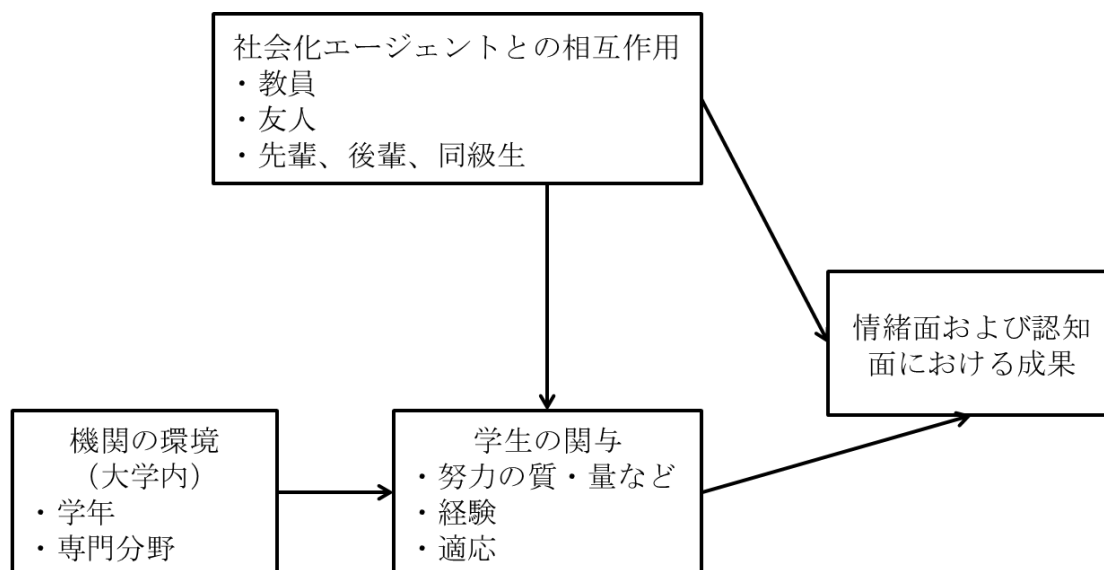


Figure 1-4 山田（2009）のモデル

1.3 学修時間の増加は学士課程教育の質の保証を実現するか？

これまで、大学進学率がユニバーサル段階に到達した日本の大学では、学士課程教育の質の保証が課題となっていること、その実現のために政府が単位制度の実質化を目指し、

かつ学修成果（「学士力」）を明確にしたこと、それに対して、日本の大学生の授業外学修時間が単位制度の基準からすると不足していること、学修時間が「学士力」の代替としての汎用的技能の規定要因の1つとなる可能性があることを確認してきた。そして、学修時間の重要性をさらに強調したものが2012年文部科学省の中教審答申『予測困難な時代において生涯学び続け、主体的に考える力を育成する大学へ』である。以下にその一部を記載し、その内容を確認しておく。

経済を中心とするグローバル化や少子高齢化、情報化といった急激な社会の変化の中、労働市場や産業・就業構造の流動化などによって将来予測が困難になっている今の時代を生きる若者や学生にとって、大学での学修が次代を生き抜く基盤となるかどうかは切実な問題である。予測困難という点は産業界や地域社会にとっても同様であり、変化に対応したり未来への活路を見いだしたりする原動力となる有為な人材の育成を大学に求めるようになっている。さらに、大学が機能別分化を進めつつ学士課程教育の質をどう高めていくかは、高等教育政策の中心課題となっている。

このような時代にあって、若者や学生の「生涯学び続け、どんな環境においても“答えのない問題”に最善解を導くことができる能力」を育成することが、大学教育の直面する大きな目標となる。学士課程教育は、学生の思考力や表現力を引き出し、その知性を鍛え、課題の発見や具体化からその解決へと向かう力の基礎を身につけることを目指す能動的な授業を中心とした教育が保証されるよう、質的に転換する必要がある。大学には、その転換に早急に取り組む責務がある。このような学士課程教育の質的転換の前提として、学生に、授業時間にとどまらず授業のための事前の準備や事後の展開などの主体的な学びに要する時間を含め、十分な総学修時間の確保を促すことが重要である。しかしながら、実態としては学生の学修時間が不足していることが大きな問題である。（文部科学省、2012: p1, 1.1~17）

文部科学省（2012）では、大学生が学士課程教育において「主体的に学修する力」を身につける必要があり、その力が学士課程終了時の「学士力」となること、さらに大学卒業後において「主体的に学修する力」は生涯にわたって学び続ける力になることを指摘している。そして、文部科学省（2012）では大学が大学生に「主体的に学修」させるために、量・質の伴った主体的な学修時間を増加させることが何よりも重要であることを指摘して

いるのである。

しかしながら、文部科学省（2012）において「主体的な学修」の「質」の側面について十分に言及していないことは、極めて大きな問題であろう。質の伴わない学修時間の強調には以下の限界点があるからである。まず、学修量と学修時間が学習者によって一致していないことである。単位制度では、1 単位がすべての教科・科目に対して同等の価値を持つことを前提にしていることから、学問領域、授業形態の違いを越えて一律に捉えられる基準として学修時間が採用されている。しかし、学修にかけた時間と学修した量は必ずしも一致しない。もし、学習者の能力が高ければ、授業外学修時間は短くなり、逆に学習者の能力が十分でなければ授業外学修時間は長くなる。つまり、学修時間はあくまで学習に費やした時間を表しているにすぎず、その測定からは学習にどのように取り組んだのかという学修態度は明らかにならないのである（清水, 1998）。

次に、授業外学修時間と学修成果の関係を検討した実証的研究から得られた知見に対する疑問である。学修時間と汎用的技能や学業成績との関連を検討した先行研究では、概ね独立変数の一つとして授業外学修時間、従属変数として汎用的技能を用い、重回帰分析によって他の変数の影響を考慮した上で、授業外学修時間が汎用的技能に及ぼす影響を検討している（金子, 2012a; 谷村, 2011; 山田, 2009）。そして、先行研究では、重回帰分析の結果、授業外学修時間が汎用的技能に対して有意な正の影響を及ぼしていたことから、授業外学修時間が学修成果を規定する要因であると主張している。しかし、それぞれの研究において示されている授業外学修時間が学修成果に及ぼす影響としての標準偏回帰係数（ β ）の値は非常に小さく、決定係数（ R^2 ）の基準から判断すると 0.1% 程度の汎用的技能の分散を説明するにすぎない。授業外学修時間は、大学生の学修成果に確かに寄与しているものの、その影響力は極めて小さいと言える。この結果は、学修時間の測定が単純に学修に対する「拘束」時間を測定しており、「主体的な学修」時間、すなわちその量的側面を測定しているに留まっている可能性をも意味すると考えられる。

この 2 点は、学修時間に着目するだけでは「どれだけ取り組んだのか」という「主体的な学修」の量的側面は明らかになったとしても、「どのように取り組んだのか」という「主体的な学修」の質的側面を明らかにすることはできない可能性を示すものと言える。時間で学修成果を図ることの限界は、日本の単位制度の発祥元であるアメリカにおいても指摘されるようになっており、単位制度とは異なった評価システムを構築することの重要性も指摘されつつある（森, 2011）。

それではこのような問題を解決し、量・質の両側面から「主体的な学修」を捉え、学士課程教育の質の保証を実現していくためには、どのような方策が必要となるだろうか。考えられる方策の 1 つは、「主体的な学修」の質的な側面に着目することである。すなわち「どれだけ学修に取り組んだのか」ではなく、「どのように学修に取り組んだのか」という学修態度、とりわけ主体的な学修態度を「主体的な学修」の質的側面とし、その測定及び評価を行うことである（Figure 1-5）²⁾。そうすることで、量・質の両側面から「主体的な学修」を測定及び評価する枠組みが構築され、その知見が学士課程教育の質の保証の実現へとつながっていくと考えられる。

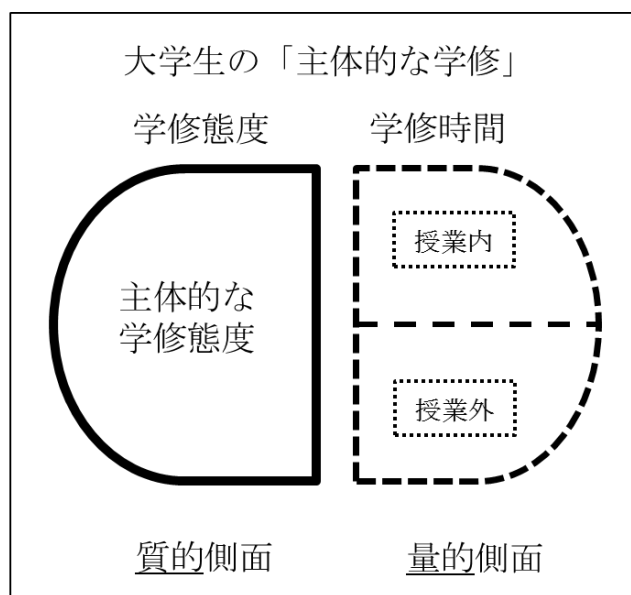


Figure 1-5 本研究における大学生の「主体的な学修」の捉え方

1.4 大学生の「主体的な学修」と主体的な学習はどのように異なるのか？

それでは主体的な学修態度とはどのように定義され、またどのような態度として理解することができるのであろうか。ここでは、主体的な学修態度を定義するために、まず「主体的な学修」についての定義を主体的な学習との対比を通して確認し、その定義を踏まえて主体的な学修態度の定義を行う。次に学習態度に言及した先行研究をレビューし、それらと比較しながら主体的な学修態度が具体的にどのような態度であるのかを確認する。

「主体的な学修」とこれまで提唱されてきた主体的な学習との間にはどのような違いが

あるのだろうか。大学生の主体的な学習について言及し、定義を行った研究は極めて少ないが²⁾、その中で松下（2012a）は主体的な学習を、「大学生が学習プロセスを自ら主体となって進めていくことの総称」として広く定義している。松下（2012a）の定義によれば、主体的な学習とは正課内の活動に限らず、正課外の活動も含めた学習と言える。それに対して、文部科学省（2012）は「主体的な学修」について以下のように述べている。

学生に、授業時間にとどまらず授業のための事前の準備や事後の展開などの主体的な学習に要する時間を含め、十分な総学修時間の確保を促すことが重要である（文部科学省, 2012: p1, l.13~15）

資料の下調べや読書、思考などの授業のための事前の準備、あるいは授業内容の確認や理解の深化のための探求などの事後の展開などは、大学における学修の本質である主体的な学びそのものである（文部科学省, 2012: p16, l.1~3）

これらの記述は、「主体的な学修」が、正課内の活動に焦点を当てたものであり、授業中の学修を前提とした上で、授業の事前・事後の学修すなわち予習と復習に関与するものであることを示している。ただし、このことは授業内の学修を主体的な学修に含めないということを意味するものではない。文部科学省（2012）では予習・復習が強調されているものの、そもそも予習・復習とは、学修する／した内容を前提とした行為であることから（近田, 2009）、その中心は授業内の学修にある。篠ヶ谷（2012）は、予習を効果的に行うことで授業を能動的に受ける姿勢が身に付き、また授業を能動的に受けることで予習の習慣が身に付くことを指摘している。さらに、河井（2012）は、授業外での学修は、授業内での学修を前提としてなされていることを指摘している。これらの研究は、授業内・外の学修を切り離して考えることは困難であり、授業外の学修は、授業内での学修があつてこそ、その効果が望めるものになる可能性を示している。したがって、「主体的な学修」には、授業外学修だけでなく授業内の学修も含めた授業の学修プロセス（授業内・外学修）が含まれると考えられる。

一方、「主体的な学修」と主体的な学習における「主体性」の意味は同じではない。小笠原（2012）は、「主体的な学修」と主体的な学習の差異について、前者を授業前後の学修を重視する「予習復習型」、後者を大学生が大学を抜け出し、授業の内外で新しい経験

を積み重ねる「三四郎型」として弁別している。「予習復習型」と「三四郎型」に対して用いられる「主体性」にはどのような差異があるだろうか。金子（2012b）は、授業の拘束性と自律・自主性を縦軸、知識の習得を目的とした学習と知識の探求・経験を目的とした学習を横軸として、大学生の学習の構造を分類した（Figure 1-6）。Figure 1-6 から判断すると、「三四郎型」である主体的な学習には、全ての学習が当てはまり、それに対して「予習復習型」である「主体的な学修」には、授業、授業関連学習（授業外学習）、卒論・卒研・卒業実験が当てはまる。すなわち、主体的な学習に比べて「主体的な学修」は自律性が低く、拘束性が高い場面での学修に焦点を当てていることが分かる。

このことは、「主体的な学修」における主体性には、主体的な学習と比べて、自律的（autonomous）な意味よりも、むしろ設定された課題に対する能動的（active）な意味が強調されていることを示している。自律と他律（Figure 1-6 では拘束）は対になる概念であるが、金子（2012b）が正課外での学習を自律的・自主的と位置づける理由は、大学の授業・授業関連学修自体に、他者に言われた学修課題をこなすという他律的な意味が含まれており、自律本来の意味からすると学修における自律の意味は限定され、むしろそれは課題に対する能動性の意味が強調されるようになるからと考えられる。これらのことは、「主体性」という言葉には自律性と能動性の2つの意味が含まれており、課題が設定されているか否かで、自律と能動のどちらの意味が強調されるのかが決まる、という可能性を示している。具体的に、Figure 1-6 を例にすると、資格取得、読書、サークル・アルバイトにおける学習を対象とするならば、主体的という言葉には自律的な意味が強調され、授業・授業関連学習を対象とするならば、主体的という言葉には能動的な意味が強調されるということになるだろう。「主体性」に自律と能動の2つの意味が含まれているならば、一般的に「三四郎型」の主体的な学習においては大学以外での学習がイメージされやすいが、授業内・外での学修はイメージされにくいこと（小笠原, 2012）、主体的と能動的という言葉が並列して用いられることが多いこと（例えば木野, 2009; 奥田, 2012 など）も理解できる。

以上から、「主体的な学修」と主体的な学習の差異は、正課内・正課外と学習場面が異なること、主体性の意味が自律と能動で異なることの2点に見出すことができる。そして、松下（2012a）の定義、さらに「主体的な学修」の「主体的」は能動的な意味が強調されることを踏まえると、「主体的な学修」は、「大学生が学修プロセスを能動的に進めていくこと」と定義することができる。そして、この定義を踏まえれば主体的な学修態度とは、

「大学生が学修プロセスを能動的に進めていく態度」と定義することができるだろう。

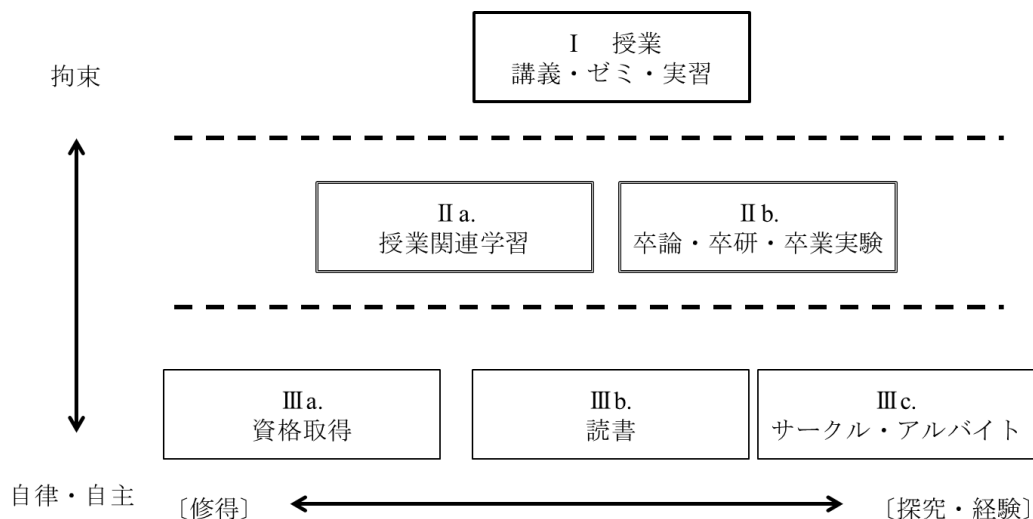


Figure 1-6 大学生の学習の構造（金子,2012b）

1.5 大学生の主体的な学修態度の定義：主体的な学修態度はどのような態度なのか？

主体的な学修態度は、正課内の活動を表すことから授業に関わる態度を指す。それでは、授業に主体的な学修態度で臨むということは、具体的にどのような態度を表すのだろうか。もちろん、単に授業に出席するだけでは、主体的な学修態度とは言えない。いくつかの調査が示しているように（溝上, 2009; 山田, 2009 など）、大半の大学生は授業には出席するからである。主体的な学修態度というからには単に授業に出席するだけでなく、それ以上の学修態度、ひいては「学士力」のような学士課程教育修了時において獲得していることが期待される能力につながるような態度でなければならない。

大学生の主体的な学習や学習態度について言及した研究は散見されるものの（安西, 2012; 金子, 2012a; 木野, 2009 など）、主体的な学修態度に着目した研究はみられない。その中で、主体的な学修態度の特徴に合うような態度に言及しているものが溝上（2010a）である。溝上（2010a）は、大学生が授業の一つひとつの課題にどのように取り組むかによって、大学生が学修成果を獲得するかどうか、さらにはその後に成長していくかどうか異なる可能性があるとは指摘する。具体的にその違いは、レポートの課題が課せられた時にただ提出だけを考える大学生と自分なりに納得がいくまで取り組んだ後に提出する大学

生、プレゼンテーションを行う時にただ発表する大学生と、できるだけ高いパフォーマンスを行うために十分な準備と努力を行う大学生、ディスカッションを行う際に何も発言しない大学生と自分の考えと他者の考えをすり合わせようとする大学生といった点に見出すことができる（溝上，2010a）。このように、授業を、または授業で出された課題を「こなす」のではなく「成長の糧にしようとする」態度こそが主体的な学修態度であると言える。溝上（2010a）の指摘を踏まえ、主体的な学修態度の定義における「学修プロセスを能動的に進めていく態度」という記述をさらに具体的にすると、主体的な学修態度とは「大学生が授業や授業外で出される課題に対して能動的に取り組む態度」として理解することができる。そしてこの主体的な学修態度が測定及び評価されることで、量・質の両側面から統合的に大学生の「主体的な学修」を捉える枠組みを構築することができると考えられる。

それでは主体的な学修態度は、これまでの学習態度を測定してきた尺度によって測定することが可能だろうか。もし、可能なのであれば新たに測定尺度を開発する必要性はない。しかし、測定することが困難であるならば、主体的な学修態度を測定する尺度を新たに開発する必要がある。ここでは、既存の学習態度尺度をレビューし、その内容を確認することで、主体的な学修態度尺度を開発する必要があるのかどうか確認する。

大学生の学習態度に言及した先行研究としては、学習への積極的な関わりを表す「積極的関与」、持続的に学習を行う意思を表す「継続意志」（ともに浅野，2002）、大学生活に対する意欲低下傾向を測定する「大学への意欲低下」（下山，1995）、学業に対する先延ばし傾向を測定する「学業遅延行為」（谷，2000）、日常生活全般に対する先延ばしの程度を測定する「先延ばし傾向」（procrastination）（Corkin, Yu, & Lindt, 2011; Klassen, Krawchuk, & Rajani, 2008）が挙げられる。その中で、主体的な学修態度と類似したものとしては「積極的関与」と「継続意志」（浅野，2002）が挙げられる。しかしながら、それぞれの項目を確認すると、「積極的関与」は「自分では学習意欲が高いと思う」、「自分では積極的に学習していると思う」、「勉強は好きである」の3項目、「継続意志」は「できるだけ長く勉強を続けたい」、「常に学びたい気持ちがある」の2項目であり、それぞれの項目は授業や課題を考慮した項目から尺度が構成されておらず、その内容は必ずしも学修に限定されたものではない。このことは、「積極的関与」や「継続意志」の尺度では主体的な学修態度を適切に捉えることが困難である可能性を示している。

したがって、主体的な学修態度を測定及び評価するためには、主体的な学修態度の定義

に即した項目を収集し、尺度の開発を行う必要がある。そして、主体的な学修態度を測定する尺度を開発するためにはまず、大学生の授業への取り組み方を自由記述調査によって確認し、それらの取り組み方が主体的な学修態度として適切な項目であるのかを検討する必要がある。そうすることで、主体的な学修態度に即した項目から尺度を開発することが可能になると考えられる。

一方、主体的な学修態度を測定するだけでは、そのサポートの方策について検討することは困難である。なぜなら、主体的な学修態度の形成を促す要因が未検討であるならば、そのサポートの方策もまた検討することが困難であるからである。もし、主体的な学修態度の形成を促す心理的要因が明らかになれば、その心理的要因を高めるようなサポートが主体的な学修態度の形成をサポートする方策となる。したがって、主体的な学修態度とその形成を促す心理的要因との実証的検討を行うことは、主体的な学修態度をサポートする方策を議論する上で意義があると言える。

それでは、どのような心理的要因が主体的な学修態度の形成を促すと考えられるのだろうか。第2章では、先行研究から主体的な学修態度の形成を促すと考えられる心理的要因を取り上げ、変数間の関連性を理論的に考察し、主体的な学修態度の形成プロセス（仮説）を生成することとする。

¹⁾ 大学生の学習を評価する方法としては、大学生の知識や行為を通じて、大学生の学習成果を直接的に評価する「直接評価」、大学生の学習行動や自己認識を通じて大学生の学習成果を間接的に評価する「間接評価」があり（松下, 2012b; 山田, 2012）、本論文での「主体的な学修」における量・質はあくまで間接評価に限定した上での量と質である。もちろん直接評価の観点を加えて大学生の学修の質を問うことは今後重要な課題であるが、直接評価を行うための測定基準及び課題が発展しているアメリカとは異なり（Shavelson, 2010; 山田, 2012）、日本においては大学・カリキュラムのレベルで直接評価を実施し、知見を十分に蓄積している大学は極めて少ない。そのため、本論文では間接評価を前提とした「主体的な学修」の質的側面として主体的な学修態度を取り上げ、論を展開することとする。

²⁾ 主体的な学習は初等・中等教育において、「自分で目的を選び取る意識的活動であり、共同活動を通しての能動的行為」と定義されている（吉本, 1995）。ただし、学習指導要領によって教授する内容が明確に決まっている初等・中等教育と高等教育とでは、教授方法も

大学生の学習プロセスも大きく異なる。そこで、本論文では、高等教育における大学生の「主体的な学修」と主体的な学習の差異に焦点を当て、両者の差異について検討することとする。

第2章：主体的な学修態度とその形成を促す心理的要因との関係

第1章では、学士課程教育の質の保証を実現するために、大学生の量・質の伴った主体的な学修時間の重要性を強調する機運が高まっているにも関わらず、「主体的な学修」の量的な側面である学修時間のみが強調され、質的な側面が十分に検討されていない現状を確認し、それに対して、質としての主体的な学修態度の提言及び定義を行い、さらに主体的な学習態度の測定及び実証的研究を蓄積することの重要性を指摘した。第2章では、大学生に主体的な学修態度を獲得させるためのサポートの方策を検討するために、主体的な学修態度の形成を促す心理的要因を明らかにし、仮説を生成することを目的とする。仮説を生成し、変数間の関係を実証的に示すことは、主体的な学修態度の形成を促す心理的要因を明らかにし、さらにその心理変数に即したサポートの方策（心理変数を高めるような大学のカリキュラム及び教授法）について検討することを可能とする。したがって、主体的な学修態度を従属変数に位置づけ、その形成を促す心理的要因との実証的検討を行うことは、主体的な学修態度をサポートするための方策を検討する上で教育的示唆に富むと言える。

それでは、主体的な学修態度の形成を促す心理的要因としてどのような要因が考えられるだろうか。主体的な学修態度は未検討の心理的構成概念であることは先述した通りであるが、類似の特徴を持つ能動的な学習態度や学業成績の獲得を促す心理的要因の研究は、これまで主に教育心理学的観点から検討され、膨大な量の蓄積がある。その中で、大学生の学習態度に影響を及ぼす要因としては内発的動機づけが着目されてきた（Deci & Ryan, 2002; 岡田, 2010; Wigfield & Cambria, 2010 など）。さらに、2000年代後半からは、内発的動機づけを高める要因としてのアイデンティティ（Eccles, 2009; Erikson, 1959/1973; 溝上, 2008）、内発的動機づけと学習態度の関係を媒介する要因としての自己調整学習方略が注目を集めており（Pintrich, 2004; Shunk & Zimmerman, 2009; Vermunt, 1998; Zimmerman, 2008）、それぞれ実証的な検討も進められている（Berzonsky & Kuk, 2005; Duncan & McKeachie, 2005; Fays & Sharp, 2008; Pintrich, 2003）。本論文ではこれらの知見を踏まえ、教育心理学的な変数である動機づけや学習方略だけでなく、アイデンティティという発達心理学的な変数も加味した上で、主体的な学修態度とその形成を促す心理的要因との関連を検討する¹⁾。

そうすることで、より広く発達の観点から主体的な学修態度をサポートするための方策について検討することが可能になると考えられるからである。以下に、主体的な学修態度の形成を促すと考えられる心理的要因についての先行研究を概観し、仮説を生成する。

2.1 動機づけが主体的な学修態度に及ぼす影響

これまで大学生の能動的な学習態度の形成を促す心理的要因の検討は、主に教育心理学的観点から行われてきた。その中でも特に、動機づけという要因が大学生の能動的な学習態度を予測するとされてきた (Deci & Ryan, 2002; 岡田, 2010; Wigfield & Cambria, 2010 など)。一般的に心理学では、動機づけを内発的動機づけと外発的動機づけに大別する。内発的動機づけとは、自らの興味や楽しむことを理由として行動を生起させる自己目的的な動機づけであり、外発的動機づけとは、学習に関わる恥や罰を回避するなど外的な理由から行動を生起させる手段的な動機づけである (Ryan & Connell, 1989; Ryan & Deci, 2000; Vallerand & Bissonnette, 1992)。そして、動機づけ研究の中でも学習者の価値に着目した理論が自己決定理論 (Self-Determination Theory: SDT) である。SDT では、自己目的的な内発的動機づけと手段的な外発的動機づけを連続線上に位置づけ、学習者の学習に対する価値づけの強さに基づき、動機づけを 5 つに分類している。それぞれは、最も学習することに価値を見出している状態で従来の内発的動機づけに相当する「内発調整」、自己との統合の結果生じた「統合調整」、個人的な重要性に基づく「同一化調整」、内的な報酬や罰に基づく「取り入れ調整」、外的な報酬や罰に基づく「外発調整」である。そして、SDT では、価値づけの高い動機づけが、低い動機づけよりも能動的な学習態度や学業成績の獲得を促すとされている (Deci & Ryan, 2002; Ryan & Deci, 2000)。

それでは SDT においてはどのような方法で動機づけを測定してきたのだろうか。先行研究では、学習することの理由に学習者の学習に対する価値づけの程度が反映されると想定し、学習する理由を尋ねることで動機づけの各段階を測定してきた (岡田・中谷, 2006; Ryan & Connell, 1989; Vallerand & Bissonnette, 1992)。例えば、「あなたはなぜ学習しますか？」という問いに対して、「好きだから」、「興味があるから」という回答の得点が高めれば「内発的動機づけ」が高い学習者であり、「やれと言われているから」、「やらなければいけないから」という回答の得点が高ければ「取り入れ調整」が高い学習者としてみなされる (Ryan & Deci, 2000; 櫻井, 2009)。先行研究では、SDT の枠組みから内発的動機づけ、外

発的動機づけを測定する尺度を開発し、諸変数との関連を検討してきた。それぞれの結果は、外発的動機づけよりも内発的動機づけが、認知的方略やメタ認知的方略などの望ましい学習方法 (Turban, Tan, Brown, & Sheldon, 2007)、大学への適応感や満足感、積極的な学習態度 (Baker, 2003; Cokley, 2003; Phillips, Abraham, & Bond, 2003; Ratelle, Guay, Vallerand, Larose, & Senecal, 2007)、Grade Point Average (GPA) などの学業達成 (Vansteenkiste, Zouh, Lens, & Sonens, 2005) と強く正の関連性を示し、またそれぞれの変数に正の影響を及ぼすというものであった。これらの結果は、内発的動機づけが、外発的動機づけよりも強く主体的な学修態度に正の影響を及ぼす可能性を示しており、内発的動機づけが高い大学生は主体的な学修態度をとる可能性を示していると考えられる。このことは、外発的動機づけでなく内発的動機づけが主体的な学修態度の形成を促す心理的要因となる可能性を示していると言える。したがって、外発的動機づけよりも内発的動機づけが主体的な学修態度に強く正の影響を及ぼすという仮説が成り立つと考えられる (Figure 2-1)。

近年では、内発的動機づけを中心として、2つの方向性へと研究が発展している。1つは、内発的動機づけをさらに高める要因を検討する研究であり、もう1つは内発的動機づけと能動的な学習態度、学業成績を媒介する要因を検討する研究である。前者は、発達心理学的観点から大学生の学修を位置付けようとする研究であり、後者は、教育心理学的観点から授業で大学生の学習をサポートする可能性をさらに高めるための研究であると言える。以下、それぞれの先行研究について概観し、仮説を生成する。

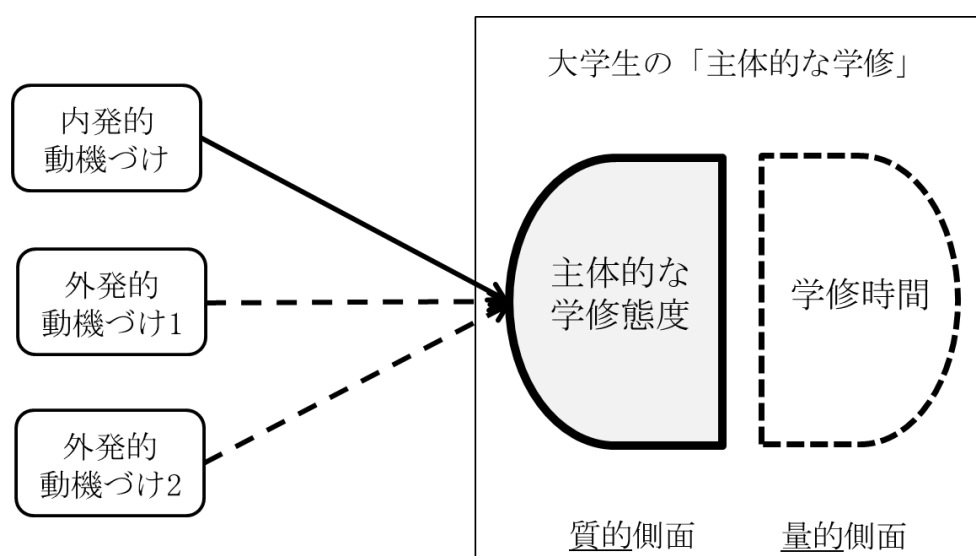


Figure 2-1 研究2の仮説モデル

2.2 アイデンティティ、内発的動機づけが主体的な学修態度に及ぼす影響

発達心理学的観点からすると青年期後期にあたる大学生の時期は、アイデンティティが学習への動機づけに影響を及ぼすことが指摘されている（Côté & Levine, 2002; 溝上, 2010b; 中間, 2008; Wigfield & Wagner, 2005）。ここでのアイデンティティとは、個人が自分の内部に斉一性と連続性を感じられることと、他者がそれを認めてくれることの両方の事実の自覚であり（Erikson, 1959/1973）、青年期の発達を包含する概念である²⁾。これまで、発達心理学の文脈において、アイデンティティと学習態度との関係を検討した研究がいくつかなされている。それら先行研究からは、アイデンティティが明確であることは能動的な学習態度と関連し、逆にアイデンティティが明確でないことは学習意欲の低下などの不適応的な学習態度と関連する（Berzonsky & Kuk, 2000, 2005; Boyd, Hunt, Kandell, & Lucas, 2003; 下山, 1995）。内発的動機づけに関する研究は、大学教員が授業で教授する内容を大学生に効果的に学習させることを目的としてなされてきたことに対して（伊田, 2002）、アイデンティティと学習態度の関係を検討した研究は、大学からのドロップアウト（drop out）を防ぐことや、大学生の在籍率（retention rate）を維持するという目的でなされてきた（Berzonsky & Kuk, 2000, 2005; 下山, 1995 など）。

このように、同じ学習態度・学業成績の関連変数として検討されてきたアイデンティティと内発的動機づけだが、その目的意識の違いから両者を統合的に扱った研究はあまりみられなかった。しかしながら、大学は大学生の学修をサポートするために、大学生のアイデンティティと内発的動機づけの関連にこれまでの教育機関以上に着目する必要がある。なぜなら、大学生の時期は学修への価値が明確になりにくい時期であるからである（Côté & Allamar, 2007; 溝上, 2010b）。高等学校までの学習は、大学へ入学するための受験勉強が中心となりがちであり、その必要性から学習に対する価値は明確である。それに対して大学での学修は、社会への移行と必ずしも対応しているとは限らず、学修に対する価値は明確ではない（キャロル, 2005; 金子, 2007）。加えて大学生の時期はアイデンティティを探索する時期であるため、より一層学修への価値は明確になりにくいとされる（下山, 1995）。つまり、先述の通り、内発的動機づけが学修の価値を強く見出している状態であることを考えると、高校生とは異なり、大学生ではアイデンティティの不明瞭さが、学修に対する価値の不明瞭さ、すなわち内発的動機づけの低さを導くと考えられる。逆に、アイデンティ

ティが明確であることは、学修への価値を明確にし、内発的動機づけを高める。Wigfield & Wagner (2005) はアイデンティティの発達が目標を明確に持つ認識能力と持続性及び学習への価値を高め、内発的動機づけを生じさせるとする。Waterman (2004) は“真の自己”が明確になり、アイデンティティが発達し、対象への価値が自己に内在化されることを通して内発的動機づけが高まるとしている。さらに Yeager, Bundick, and Johnson (2012) は、アイデンティティが発達することで動機づけは外発的でなく、内発的なものになるとしている。これらの指摘は、アイデンティティを明確にすることで学修への価値は高まること、アイデンティティが伴わない動機づけは外発的動機づけにとどまる可能性を示している。それゆえ、大学生の主体的な学修態度を教育的にサポートするためには、内発的動機づけとともに、アイデンティティも加えた両者の視点から、サポートの方策を議論していく必要がある (Eccles, 2009; 伊田, 2008; Kaplan & Flum, 2009; Waterman, 2004; Wigfield & Wagner, 2005; Yeager et al., 2012)。

アイデンティティと内発的動機づけの関係についての実証的検討もなされつつある。例えば、Fays & Shrap (2008) はアイデンティティと内発的動機づけの関連を検討した結果、正の関連がみられることを示している。加えて Soenens, Berzonsky, Dunkle, Rapini, and Vansteenkiste (2011) はアイデンティティと内発的動機づけ、外発的動機づけ、心理的適応感の関係について検討した結果、アイデンティティが外発的動機づけでなく内発的動機づけを媒介し、心理的適応感を促す可能性を示している。これら実証的検討からも、アイデンティティが内発的動機づけを予測することが示唆されている。内発的動機づけが能動的な学習態度を予測し (Fays & Sharp, 2008; Soenens et al., 2011)、アイデンティティが内発的動機づけを予測することから (Vansteenkiste et al., 2005)、アイデンティティが内発的動機づけを媒介して主体的な学修態度を促す媒介モデルが仮定できる (Figure 2-2)。これら 3 変数の関係を明らかにすることは、内発的動機づけに加えてアイデンティティが主体的な学修態度の形成を促す心理的要因となることを確認する上で、また内発的動機づけだけでなく、アイデンティティという発達の観点から大学生の主体的な学修態度をサポートする方策を検討する上でも意義があると考えられる。

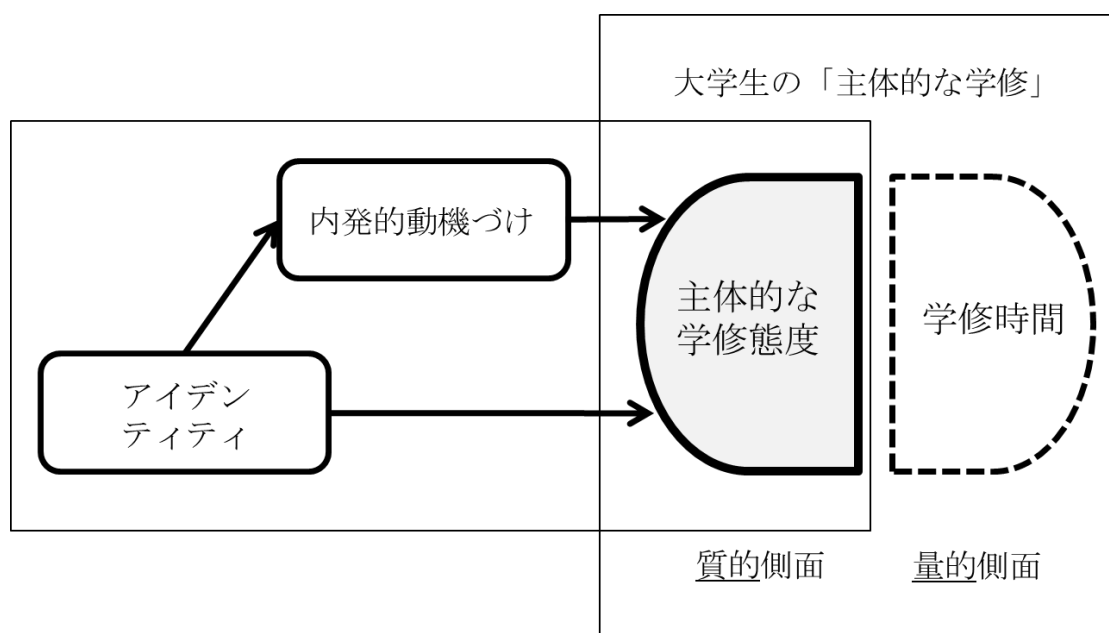


Figure 2-2 研究3の仮説モデル

2.3 内発的動機づけが自己調整学習方略を媒介して主体的な学習態度に及ぼす影響

一方、内発的動機づけが高い学習者は、それだけで能動的な学習態度をとるわけではなく、適切な学習方法 (study method) を身に付けている (Pintrich & De Groot, 1990; Zimmerman & Martinez-Pons, 1986)。そして、学習方法は必ずしも行動だけでなく、行動を起こそうとする意図などの心的プロセスも含む (Duncan & McKeachie, 2005; Weinstein & Mayer, 1986)。これら、学習の効果を高めることを目指して意図的に行う心的操作あるいは活動は、学習方略 (learning strategies) と呼ばれる (辰野, 1997; Weinstein & Mayer, 1986)。学習方略は学習対象に焦点を当てた認知的方略、学習者自身に焦点を当てたメタ認知的方略、リソースに焦点を当てたリソース管理方略の3つに分類される (Duncan & McKeachie, 2005; Pintrich, 2003; 瀬尾・植坂・市川, 2008)。認知的方略には、記憶内容の提示後にそれを見ないで繰り返すリハーサル、イメージや既知の知識を加えることで学習内容を記憶しやすい形に変換して認知構造に関係づける精緻化、学習した内容を相互に関連づけ、総合性を持つように理解する体制化がある (辰野, 1997; Weinstein & Mayer, 1986)。メタ認知的方略には、課題を分析して目標を設定するプランニング、自身の理解度を確認するモニタリング、そして学習過程においてより効率的に目標を達成するために、認知的な活動と実際の行為を調整する自己調整学習方略 (Self-Regulated Learning Strategy; 以下 SRLS)³⁾がある (Duncan

& McKeachie, 2005; Pintrich, 2004)。リソース管理方略には、他者に学習の援助を求める援助要請、他者と学びを共同して行うピア・ラーニング (peer learning) がある (Pintrich, Smith, Garcia, & McKeachie, 1991)。

そして、これら数ある学習方略の下位分類の中で、大学生には、メタ認知的方略である SRLS が特に重要であるとされてきた。なぜなら、大学の学修は中等教育課程までと比較するとより抽象的なもので (金子, 2007; Pintrich, 2004)、与えられた問題を解決することよりも、自己にとっての学修の意味や内容を自ら見出す必要があり (Vermunt, 1998)、そのために自己と学修の内容を俯瞰し、調整する SRLS が必要になるとされるからである (Entwistle & MacCune, 2004)。

先行研究では、主に SRLS を用いる傾向性を尺度によって測定し、他の変数との関連を実証的に検討してきた (Pintrich et al., 1991; Warr & Downing, 2000)。その中でも、SRLS は GPA や、学習への積極的な取り組み方などの能動的な学習態度、学業成績と正に (梅本・田中, 2012; Wolters, 1998)、そして先延ばし傾向などの不適応な学習態度とは負に関連することが報告されてきた (Corkin et al., 2011; Howell & Watson, 2007; Klassen et al., 2008)。

加えて、内発的動機づけと SRLS との関係も検討されてきた。内発的動機づけは能動的な学習態度、学業成績に対して正の影響を及ぼすこと (Pintrich & De Groot, 1990)、SRLS に正の影響を及ぼすことが明らかになっている (伊藤・神藤, 2003)。これらの結果は、内発的動機づけが高い学習者は、SRLS を使用し、能動的な学習態度を取る可能性を示している。内発的動機づけが SRLS を促し (伊藤・神藤, 2003)、SRLS が能動的・適応的な学習態度を促すことから (梅本・田中, 2012; Wolters, 1998)、内発的動機づけが SRLS を媒介して主体的な学修態度を促す一連のプロセスが仮定できる (Figure 2-2)⁴⁾。3 変数間の内的な関係が実証的に明らかになることで、内発的動機づけだけでなく、SRLS の視点からも主体的な学修態度をサポートする方策を検討することが可能となる。

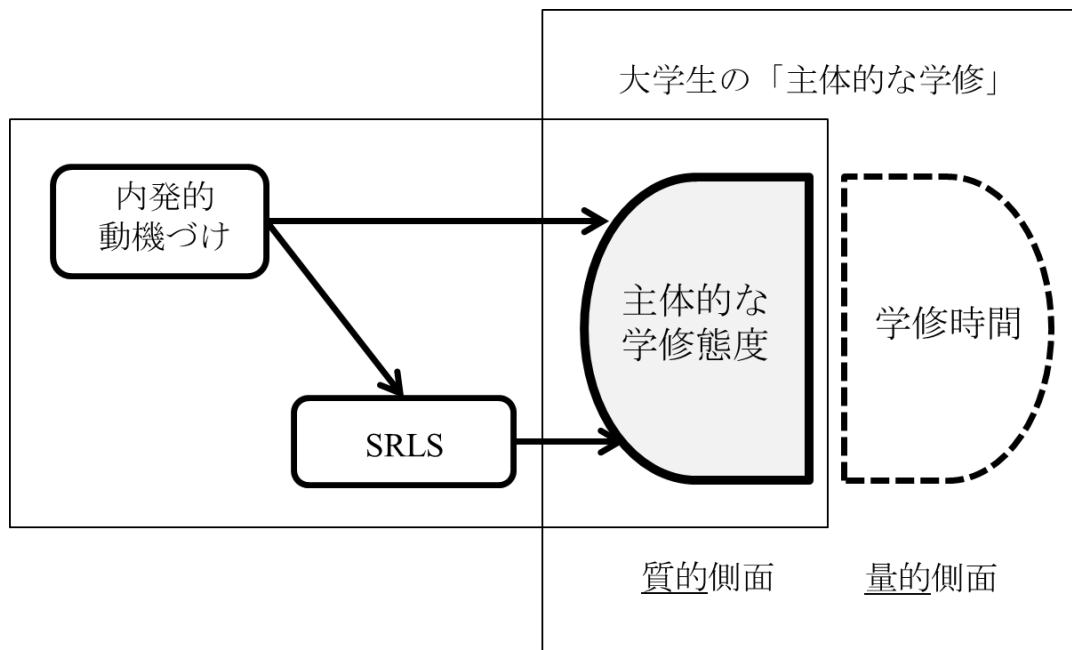


Figure 2-3 研究5の仮説モデル

2.4 統合的なモデルの実証的検討と縦断調査に基づく変化の関係

このように、内発的動機づけを中心として、それを高める要因としてのアイデンティティ、媒介する要因としての SRLS を先行研究から見出すことができる。そして、2.2、2.3 から、主体的な学修態度の形成を促す一連のプロセスを仮定することが可能である。それは、アイデンティティが内発的動機づけを高め、内発的動機づけが SRLS を促し、SRLS が主体的な学修態度の形成を促すプロセスである (Figure 2-3)。そして、アイデンティティ、内発的動機づけ、SRLS が全て関連しながら主体的な学修態度を促すことを確認することは、本研究における仮説を全体のプロセスとして実証的に明らかにすることにつながる。

一方、個人「間」における変数の関連は、横断調査によって明らかにすることが可能であるが、個人「内」における変数の共変関係、すなわち「変化」の関係を明らかにするためには、2 時点以上の縦断調査が必要である。縦断調査に基づき、変数間の「変化」の関係を明らかにすることは、その心理的変数をサポートするための時期を特定する上で、極めて意義のあることである。特に SRLS は比較的可変性が高く、教授法によって獲得させることが可能であるため (市川, 1993; 村山, 2003; 岡田, 2007), その「変化」と主体的な

学修態度の「変化」の関連を検討することは、SRLS の介入を行う適切な時期を検討していく上で意義があると考えられる。とりわけ、入学初期は大学への適応の時期であり大学生の学修態度が変化しやすい時期とされる (Adams et al., 2000; Chickering, 1969; Pratt, 2000; 山田, 2012 など)。この時期の SRLS と主体的な学修態度との「変化」の関係を明らかにすることは、大学 1 年生を対象とする初年次教育で SRLS を獲得させるようサポートすることが主体的な学修態度の形成につながる可能性を示すことにつながる。そこで、本論文では、これまでの横断調査の検討に加え、縦断調査を実施し、SRLS と主体的な学修態度の「変化」の関係を検討することで、両変数の共変関係及び変化する時期を特定することを目的とする。SRLS と能動的な学習態度の「変化」の関係を検討した研究はみられないが、横断調査の仮説に基づき、両者の「変化」は正の関連を示すと仮定する。

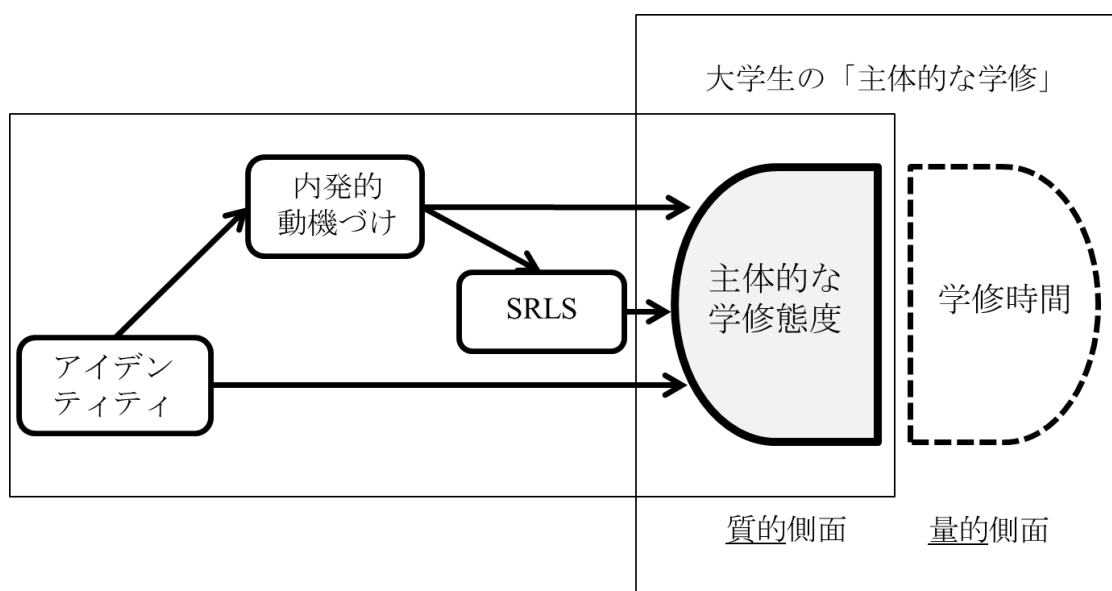


Figure 2-4 研究6の仮説モデル

2.5 本論文の目的

以上を踏まえ、本論文では大学生の主体的な学修態度を測定し、さらに主体的な学修態度の形成を促す心理的要因との実証的検討を通して、(1) 量・質の両側面から「主体的な学修」を評価する枠組みを構築すること、(2) 心理的要因に則したサポートの方策を検討することを目的とする⁵⁾。第Ⅱ部は7つの研究からなる。研究1ではまず主体的な学修態度を測定する尺度を開発し、信頼性及び妥当性の検討を行う。研究2では、主体的な学修

態度の形成を促す心理的要因としての内発的動機づけに着目し、内発的動機づけが主体的な学修態度を促すのかどうかを確認する (Figure 2-1)。研究 3 では、内発的動機づけを高める心理的要因としてアイデンティティに着目し、アイデンティティが内発的動機づけを媒介して主体的な学修態度の形成を促すモデルを仮説モデルとし、実証的検討を行う (Figure 2-2)。研究 4 では、SRLS に着目し、SRLS が主体的な学修態度に及ぼす影響を確認する。研究 5 では、内発的動機づけと SRLS に着目し、3 変数の関係を媒介分析によって検討する (Figure 2-3)。研究 6 では、研究 1~5 を踏まえ、アイデンティティ、内発的動機づけ、学習方略が主体的な学修態度に及ぼす一連のプロセスを実証的に検討する (Figure 2-4)。さらに研究 7 では、縦断調査に基づき SRLS と主体的な学修態度の「変化」の関係を検討する。なお、分析は統計処理用ソフト SPSS20.0, Amos18.0 を用いた。

¹⁾もちろん、主体的な学修態度は本論文において提唱された概念であるため、先行研究において他の心理的変数の関係は未検討である。しかしながら、動機づけやアイデンティティなどの心理的要因と、能動的・適応的な学習態度、GPA などの学業成績との関連を検討した研究は数多く存在する。主体的な学修態度には、学修に対する能動性を含むことから、能動的な学習態度との間に正の関連がみられた研究を先行研究に位置づけ、仮説を生成することとする。

²⁾ここでのアイデンティティとは、過去、現在、未来における自己連続性の感覚と、他者、社会との斉一性を基に得られる自己一致の感覚である (Erikson, 1959/1973; 溝上, 2008)。もちろん、過去や未来の自己に何を想定するか、他者に誰を想定するかは、個人によって異なるが、アイデンティティ研究ではそれらを含めた全体の自己一致の感覚に着目してきた (Dyk & Adams, 1990; Erikson, 1959/1973; Fays & Sharp, 2008; Montgomery, 2005; Reis & Youniss, 2004; Rosenthal & Cichello, 1986; Rosenthal, Gurney, & Moore, 1981; Schwartz, 2007)。本論文も先行研究に基づき、アイデンティティを「個人が自分の内部に斉一性と連続性を感じられることと、他者がそれを認めてくれることの両方の事実の自覚」とし、論を展開することとする。

³⁾類似の概念として自己調整学習 (Self-Regulated Learning; SRL) が挙げられる。SRL は、学習者がメタ認知・動機づけ・行動など自分自身の学習過程の諸側面に能動的に関与する

ことであり、それら一連の学習過程全般を指す (Zimmerman, 2008)。一方の SRLS はあくまで学習方略であり、SRL の一側面である。本研究では両者を区別し、SRLS に焦点を当てる。

⁴⁾学習方略は、学習の効果を高めることを目指して意図的に行う心的操作あるいは活動と定義されることから (辰野, 1997)、SRLS には態度の要素も含まれる。しかし、SRLS はあくまで「調整」に焦点を当てた心的プロセスであることから (Pintrich, 2003, 2004)、授業態度を表す主体的な学修態度とは異なる概念である。

⁵⁾仮説の検証を実証的に行うにあたっては、学士課程における全ての学年の大学生を調査の対象とし、概ね均等にデータの収集及び分析を実施することが望ましい。しかしながら、調査対象者から常に協力を得ることができるとは限らないため、そのような調査の実施は困難である。そこで、まず、大学4年生については卒業要件としての単位の大半を取り終えていることが多く、学修の意味が他の学年とは大きく異なることが予測されることから、調査の対象から除外した。次に、変数の特徴から判断して必要になると考えられる学年のデータを優先して収集することとした。アイデンティティには職業探索活動が影響を及ぼすことが指摘されていることから (溝上, 2008 など)、その活動が具体的に becoming 3年生とそうでない1年生とではアイデンティティと主体的な学修態度の関連に差異がみられる可能性がある。そこで、アイデンティティと主体的な学修態度との関連を検討する上では、1～3年生までのデータを基に、学年差を考慮した上で仮説の検討を行うこととした。それに対して、SRLS は学習方略の一種であることから、大学での学修を効果的に行う方法の一つとして理解されることから、初年次教育で獲得させることが望ましい。そこで、SRLS に関しては特に大学1年生を対象とした調査を実施し、主体的な学修態度との関連を検討することとした。これらの点を考慮した上で、調査の実施及びデータの分析を行うこととした。

第Ⅱ部：実証的研究

第3章 研究1：主体的な学修態度尺度の開発：信頼性及び妥当性の検討

3.1 問題と目的

これまで、大学教育研究では、「主体的な学修」を測定及び評価するために、その量的側面である学修時間を強調し（小方, 2008; 谷村, 2011; 山田, 2009）、質的側面である主体的な学修態度を十分に考慮してこなかったことは上述した通りである。また、大学教育研究では主体的な学修態度と関連する指標として、大学生の学修時間や学習態度を「学習する意欲がある」などの単項目にリッカート方式で回答させる方法で測定し（金子, 2012; 溝上, 2009; Pascarella & Terenzini, 2005; 山田, 2009; 山田・森, 2010 など）、教育心理学に関する研究では、学習への意欲低下（下山, 1995）、「積極的関与」、「継続意志」（浅野, 2002）、学業に積極的に関わろうとしない学業遅延行動（谷, 2000）などを学習態度として測定してきた。

しかし、これらの項目や尺度は、学習への意欲や態度は測定しているものの、主体的な学修態度を適切に捉えておらず、大学生が授業や授業の課題に対して能動的に取り組んでいるのかどうか、という点は十分に検討されていない。主体的な学修態度尺度が開発されることで、その測定及び評価を適切に行うことが可能となり、「主体的な学修」を量・質の両側面から測定及び評価する枠組みが構築され、さらに主体的な学修態度の獲得を促す心理的な要因との実証的な検討を行う前提が整うことにもなる。

以上のことから、本研究では、大学生の主体的な学修態度を測定する尺度を開発し、信頼性及び妥当性の検討を通して、大学生の「主体的な学修」を量・質の両側面から測定及び評価する枠組みを構築し、また心理的要因との実証的な検討を行うための前提を整えることを目的とする。まず、大学生、大学院生を対象に予備調査を行い、主体的な学修態度尺度における項目の候補を収集する。具体的には、設問を「あなたはどのような態度で大学の授業に取り組んできましたか。思いつく限り記述してください。」とし、自由記述形式での回答を求める。また、溝上（2010a）には、「授業には意欲的に取り組む」など授業での取り組み方についての記述がなされており、これらの記述は主体的な学修態度に相当すると考えられる。そこで、自由記述調査で得られた項目に加え、溝上（2010a）の記述を参考に、主体的な学修態度尺度の項目の候補を作成する。

次に、自由記述調査、溝上（2010a）から作成した項目群を用いて、大学生を対象に質問紙調査を行い、主体的な学修態度尺度の信頼性及び妥当性の検討を行う。妥当性の検討には学習時間と心理的変数を用いる。主体的に学修に取り組んでいる大学生は授業内・外で学修することが考えられるため、主体的な学修態度は授業内・授業外学修時間と正の関連を示すと考えられる。加えて、「主体的に学修」ということは、自分自身で自律的に学習する側面と、出された課題に能動的に取り組むという2つの側面を含むため（金子, 2012b）、主体的な学修態度はそれほど強くはないものの、自主学習時間とも正の関連を示すと考えられる。

また、主体的な学修態度は、学修に対して能動的に取り組む態度であることから、学修に積極的に関わり、また学修を継続的に行うと考えられる。したがって学習に対する「積極的関与」、「継続意志」（浅野, 2002）と正の関連を示すと考えられる。そして、大学での学修に主体的に関わる大学生は、将来展望が明確で目標意識が高いことが指摘されている（溝上, 2009）。そのため、主体的な学修態度は将来の目標意識が明確であることを表す「目標指向性」（白井, 1997）と正の関連を示すと考えられる。さらに、大学生にとって学修は自らの自己評価に関わることが指摘されていることから（溝上, 2001）、主体的な学修態度は自己評価を表す自尊心（self-esteem）と正の関連を示すと考えられる。以上の検討を通して主体的な学修態度尺度の信頼性及び妥当性を検討する。

3.2 予備調査

本予備調査の目的は、主体的な学修態度を測定するための尺度の項目を作成することであった。調査対象は京都、神戸の大学生、大学院生 38 名であった。予備調査では「あなたは授業や授業で出された課題、プレゼンテーションなどに対してどのように取り組みますか。場合や状況によって変わりますが、場面の多様性は考慮せず、思いつく限り記述してください。」という教示のもとに、講義中、また個人的に質問紙を配布した。これらの自由記述から得られた項目と、溝上（2010a）の授業態度に関する記述から筆者が作成した項目を合わせて9項目を作成した。

3.3 方法

調査対象者及び実施手続き

京都府内の大学生 272 名（男性 194 名，女性 78 名，平均年齢 19.05 歳，標準偏差 1.15 歳）であった。2009 年 6 月に，各尺度からなる無記名の個人記入形式の質問紙を大学の講義中に配布し，一斉に実施した。実施に当たっては「この調査の回答内容はすべて集団データとして扱い，個人の情報や回答内容が特定されたり，外部に漏れたりすることは一切ありません。」と教示し，倫理的配慮を行った。

使用尺度

(1) 主体的な学修態度尺度項目候補

溝上（2010a）の「課題などの作成プロセスに意欲的に取り組む行為」という記述，予備調査における自由記述を参考に筆者が作成した 9 項目群を用いた。心理学を専門とする大学教員 1 名，大学院生 1 名とともにそれぞれの項目に対する記述が主体的な学修態度の定義に対応しているかどうか数回の協議を行い，内容的妥当性を確認した。教示は「以下の項目はあなたにどの程度あてはまりますか。場合によって異なると思いますが，全般的にこの程度，という感覚でお答えください。」とした。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

(2) 学習時間

溝上（2009）による全国大学生調査の大学生の過ごし方調査の項目を使用した。それぞれの項目は，授業，授業外学修，自主学習，読書，マンガ・雑誌，クラブ・サークル，アルバイト，同性・異性の友人とのつきあい，テレビ，ゲームなど 17 項目からなる。それらの項目の中で，「大学で授業や実験に参加する」（以下授業内学修時間），「授業に関する勉強（予習や復習，宿題・課題など）をする」（以下授業外学修時間），「授業とは関係のない勉強を自主的にする」（以下自主的学習時間）の 3 項目を分析対象とした。1 週間に費やす時間数を“（1）全然ない”，“（2）1 時間未満”，“（3）1-2 時間”，“（4）3-5 時間”，“（5）6-10 時間”，“（6）11-15 時間”，“（7）16-20 時間”，“（8）21 時間以上”と 8 件法で評定を求めた。

(3) 学習への積極的関与，継続意志

浅野（2002）によって作成された，学習に対する積極的関与，継続意志を測定する尺度を用いた（例：自分では学習意欲は高いほうだと思う）。それぞれ 3 項目，2 項目，“あてはまらない”から“あてはまる”の 4 件法で評定を求めた。

(4) 目標指向性尺度

白井（1997）によって作成された、将来の目標に対する明確さをどの程度感じているかを測定する尺度を用いた（例：私には、だいたいの将来設計がある）。5 項目，“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

(5) 自尊心尺度

Rosenberg によって作成された Self-Esteem Scale の邦訳版（山本・松井・山成，1982）を用いた（例：少なくとも人並みには，価値のある人間である）。ただし，項目 8 については谷（2001）が内容的に異質であることを指摘しているため，これを除外した計 9 項目を用いた。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

3.4 結果

(1) 「主体的な学修態度」尺度の構造及び内的一貫性

「主体的な学修態度」項目候補に関し，逆転項目とみなされる項目は項目値を逆転（1→5～5→1）し，主成分分析を実施した。その結果，固有値の減衰状況，スクリープロットの形状，ならびに第 1 主成分に全ての項目が.51 以上の負荷を示したことから 1 成分解を採択した。主成分分析結果，平均値，標準偏差（SD）を Table 3-1 に示す。この結果に基づいて，9 項目の合計得点を求め，「主体的な学修態度」尺度得点とした。この尺度得点の平均値は 28.79（標準偏差：SD=6.97）であり，また内的整合性の観点からの信頼性の指標として求めた Cronbach の α 係数は.88 であった。以上の結果から，主体的な学修態度が 1 次元構造の尺度であること，また 9 項目という極端に多くない項目数にも関わらず一定の α 係数の値が得られたことから内的一貫性の観点からの信頼性が確認されたと判断した。

Table 3-1 主体的な学修態度尺度主成分分析結果(N=272)

	成分	平均値(SD)
*レポートや課題はただ提出すればいいという気分で仕上げることが多い	.81	3.06(1.20)
レポートは満足がいくように仕上げる	.78	3.44(1.00)
課されたレポートや課題を少しでも良いものに仕上げようと努力する	.78	3.56(1.02)
*課題には最小限の努力で取り組んだ	.75	3.48(1.04)
*単位さえもらえればよいという気持ちで授業に出る	.75	2.98(1.17)
課題は納得いくまで取り組む	.74	3.21(1.01)
授業には意欲的に参加する	.73	3.08(1.03)
*授業はただぼうっと聞いている	.64	3.10(1.12)
プレゼンテーションの際、何を質問されても大丈夫なように十分に調べる	.51	2.89(1.07)

*は逆転項目を表す。負荷量は逆転項目を処理した後の値を示す。

(2) 主体的な学修態度と学習時間、学習への「積極的関与」、「継続意志」、「目標志向性」、「自尊心」との相関関係

次に、主体的な学修態度尺度の基準関連妥当性を検討するため、学習時間、学習への「積極的関与」、「継続意志」、「目標指向性」、「自尊心」と相関分析を行った。相関分析を行う前に、使用尺度の内的一貫性を確認するため、Cronbach の α 係数を算出したところ、それぞれ.70 以上の値を示した。この結果から使用尺度の内的一貫性に問題がないと判断し、各変数間の相関係数を算出した。相関結果、平均値、標準偏差 (SD)、 α 係数を Table 3-2 に示す。

相関分析の結果、「主体的な学修態度」は、授業外学修時間、自主学習時間、学習への「積極性」、「継続意志」、「目標指向性」、「自尊心」とそれぞれ中程度の有意な正の相関係数 (.30~.55 : $p<.01$)、授業内学修時間と弱い正の相関関係を示した (.22 : $p<.01$)。これらの結果は、仮説通りであり、主体的な学修態度をとる大学生は、授業内・外で学修に取り組み、また学習に積極的、継続的に取り組み、さらに目標指向的で、適応的な自尊心を持つ可能性が示された。以上の結果は概ね仮説通りであり、主体的な学修態度尺度の基準関連妥当性が確認されたと判断した。

Table 3-2 主体的な学修態度と諸変数との相関関係 (N=271-272)

	2	3	4	5	6	7	8	平均値(SD)	α 係数
1 主体的な学修態度	—	.22**	.30**	.55**	.48**	.41**	.32**	28.79 (6.98)	.88
2 大学で授業や実験に参加する	—	—	-.07	.14*	.11	.10	.13*	7.12 (1.36)	—
3 授業に関する勉強(予習や復習, 宿題・課題など)をする		—	.16**	.28**	.16*	.14*	.11	4.17 (1.29)	—
4 授業とは関係ない勉強を自主的にする			—	.33**	.36**	.26**	.14*	1.54 (2.35)	—
5 積極的関与				—	.72**	.42**	.29**	7.43 (2.32)	.80
6 継続意志					—	.40	.26**	5.77 (1.55)	.70
7 目標指向性						—	.54**	15.66 (4.57)	.81
8 自尊心							—	28.23 (7.27)	.87

* $p < .05$, ** $p < .01$

3.5 考察

本研究の目的は、主体的な学修態度を測定するための尺度を作成し、その信頼性及び妥当性の検討を通して、量・質の両側面から「主体的な学修」を測定及び評価する枠組みを構築し、さらに心理的変数との実証的検討を行うための前提を整えることであった。そのために、まず予備調査として大学生・大学院生 38 名を対象に自由記述調査を行い、主体的な学修態度を測定するための 9 項目を作成した。次に大学生 272 名を対象に質問紙調査を行い、主体的な学修態度尺度の信頼性及び妥当性の検討を行った。固有値の減衰状況、スクリープロットの形状、負荷量の値から主体的な学修態度が 1 次元構造であることを確認し、主成分分析を行った結果、9 項目からなる主体的な学修態度尺度が作成された。Cronbach の α 係数は.88 であり、内的一貫性の観点からの信頼性は十分であった。さらに、主体的な学修態度尺度の基準関連妥当性の検討を行うため、主体的な学修態度と授業内・外学修時間、自主学習時間及び心理的変数との相関係数を算出した。主体的な学修態度はそれぞれの変数と弱い～中程度の正の相関関係がみられたことから (.22~.55; $p<.01$)、主体的な学修態度の基準関連妥当性が確認された。

以上の結果から考えられる本研究の意義は以下の 2 点である。1 点目は、主体的な学修態度に着目し、その尺度を開発することを通して、「主体的な学修」を量・質の両側面から測定及び評価するための枠組みを構築したことである。これまでの大学教育研究や心理学における大学生の学修に関する調査が、大学生の学修時間の重要性を強調し、主体的な学修態度に着目せず、またその測定尺度が開発されてこなかったことは上述した通りである（浅野, 2002; 金子, 2012; 溝上, 2009; Pascarella & Terenzini, 2005; 谷, 2005; 山田, 2009; 山田・森, 2010）。それに対して、本研究では主体的な学習と「主体的な学修」を区別し、さらに主体的な学修態度を構成概念として仮定した上で、予備調査、本調査の結果から、その測定尺度を開発することを通して、主体的な学修態度を測定及び評価することを可能にしている。これらのことは、大学生の「主体的な学修」を量・質の両側面から測定及び評価するための枠組みを構築したと言えるだろう。

2 点目は、主体的な学修態度尺度の開発を通して、主体的な学修態度の獲得を促す心理的要因との実証的検討を行う前提を整えたことである。これまで学習態度に関する研究はなされてきたものの（浅野, 2002; 下山, 1995; 谷, 2000 など）、主体的な学修態度についての実証的研究は進められてこなかったことは上述した通りである。その結果、主体的な

学修態度をサポートする方策を検討することは困難であった。それに対して、本研究では、主体的な学修態度尺度を開発することで、その形成を促すと考えられる心理的要因との実証的検討を行う前提を整えている。具体的に、主体的な学修態度という構成概念を仮定することで、これまで心理学の研究で蓄積されてきた動機づけやアイデンティティ、**SRLS**との関連を検討する前提を整えている。それぞれの心理的要因との関係を実証的に検討することは、それらの心理的要因が主体的な学修態度の促進要因となる可能性を示し、心理的要因に即したサポートの方策を検討する端緒を開くこととなるだろう。

このように、主体的な学修態度を開発し、量・質の両側面から「主体的な学修」を測定及び評価する枠組みを構築し、その形成を促す心理的要因との実証的検討を行う前提を整えたことが本研究の意義と言える。本研究の結果を踏まえた上で、第4章以降では主体的な学修態度の形成を促す心理的要因との実証的検討を行う。

第4章 研究2：内発的動機づけが主体的な学修態度に及ぼす影響

4.1 問題と目的

研究1では主体的な学修態度を測定するための尺度が開発され、主体的な学修態度とその形成を促す心理的要因との実証的検討を行う前提が整った。研究2では、主体的な学修態度の形成を促すための心理的要因として動機づけに着目し、主体的な学修態度との実証的検討を行う。

一般的に、動機づけは内発的動機づけと外発的動機づけに大別され、内発的動機づけとは、自らの興味や楽しむことを理由として行動を生起させる自己目的的な動機づけであり、外発的動機づけとは、学習に関わる恥や罰を回避するなど外的な理由から行動を生起させる手段的な動機づけである（Ryan & Connell, 1989; Ryan & Deci, 2000; Vallerand & Bissonnette, 1992）。そして、動機づけ研究の中でも学習者の価値に着目した研究が自己決定理論（SDT）である（Eccles & Wigfield, 2002）。SDTでは内発的動機づけと外発的動機づけを連続線上に位置づけ、学習者の学習に対する価値づけ強さに基づき、動機づけを5つに分類している。最も価値を強く見出している状態を表し、従来の内発的動機づけに相当する「内発調整」、自己との統合の結果生じた「統合調整」、個人的な重要性に基づく「同一化調整」、内的な報酬や罰に基づく「取り入れ調整」、外的な報酬や罰に基づく「外発調整」である。

大学生を対象とした先行研究では、動機づけの各段階を測定する尺度を開発し、学習態度や学業成績との関係が検討されてきた。例えば Ryan & Connel (1989) は、「外発調整」、「取り入れ調整」、「同一化調整」、「内発調整」を測定する Self-Regulation Questionnaire (SRQ) を作成し、以降多くの研究の基になっている（岡田, 2010）。先行研究においては、外発的動機づけよりも内発的動機づけが、認知的方略やメタ認知的方略（Turban et al., 2007）、大学への適応感や満足感、能動的な学習態度（Baker, 2003; Cokley, 2003; Ratelle et al., 2007; Phillips et al., 2003）、Grade Point Average (GPA) などの学業達成（Vansteenkiste et al., 2005）を強く予測することが明らかにされてきた。日本においても、動機づけと学習態度の関係を検討した研究がいくつかなされている。速水（1996）は、大学の教職科目に対する学習動機づけに焦点を当て、SRQと同様の下位尺度を持つ尺度を作成し、出席日数やテストの成績との関わりを検討した。結果、テストの成績と「同一化調整」との間に正の相関関係、

出席日数と「外発調整」,「同一化調整」,「内発調整」との間に正の相関関係が得られたことを示している。岡田・中谷(2006)は,SRQと同様の下位尺度をもつ学習動機づけ尺度を作成している。そして下位尺度の組み合わせから学習動機づけスタイルを構成し,その特徴を実験的手法によって検討している。結果から,スタイルの差異によって,課題への興味のあり方が異なることを示している。また櫻井(2009)は,SDTを援用し,「自ら学ぶ意欲のプロセスモデル」を提唱している。このモデルはSDTを学習に特化させたものであり,基本欲求として「自律性欲求」,「有能さの欲求」を仮定している。そして,これらの欲求・動機づけのレベルが,学習行動レベルに影響を与え,認知・感情レベルに影響を与えるプロセスを仮定し,共分散構造分析によって,モデルの検証が試みられている。

先行研究の結果は,速水(1996)を除いて概ね能動的な学習態度やGPAなどの学業成績と「内発調整」が,他の下位尺度と比較して強く正の関連性を示すことを示しており,また,主体的な学修態度が,他の動機づけよりも内発的動機づけと特に強く正の関連を示す可能性を示している。

ただし,日本で開発された動機づけ尺度(岡田・中谷,2006)は,項目数のバランスや「外発調整」の平均値が他の下位尺度と比べて特に低いことなど,尺度項目について検討する余地がある。加えて,日本の大学生を対象とした研究では,先行研究(Baker, 2003; Cokley, 2003; Phillips et al., 2003; Ratelle et al., 2007)と異なった結果もみられる。速水(1996)は,内発的動機づけよりも外発的動機づけが能動的な学習態度と強く関連する結果を示しており,内発的動機づけが必ずしも能動的な学習態度を促すとは限らない可能性を示している。したがって,主体的な学修態度を従属変数としても,他の動機づけよりも内発的動機づけが,強く正の影響を及ぼすのかどうか確認する必要がある。

以上から,本研究では,大学生を対象とした動機づけ尺度を開発し,その信頼性及び妥当性の検討を行った後,内発的動機づけが主体的な学修態度に及ぼす影響を検討することを通して,内発的動機づけが主体的な学修態度の形成を促進する心理的要因となるかどうかを明らかにすることを目的とする。そのためにまず,予備調査として大学生を対象に自由記述調査を行い,項目を収集する。次に,研究 2-1 において作成した動機づけ尺度と諸変数との関連を確認し,作成した動機づけ尺度の因子構造を確認し,さらに諸変数の関連から基準関連妥当性の検討を行う。最後に研究 2-2 において,動機づけ尺度と主体的な学修態度との関連を検討し,先行研究の通り,他の動機づけよりも内発的動機づけが主体的な学修態度に強く正の影響を及ぼすのかどうかを確認する。

4.2 予備調査

予備調査の目的は、自由記述調査を通して大学生の動機づけ尺度作成のために項目を収集することであった。調査対象者は京都・神戸の大学生、大学院生 38 名（男性 16 名、女性 22 名）であった。「あなたは何のために学習をしますか。場合や状況によって異なると思いますが、場面の多様性は考慮せず、思いつく限り記述してください。」と教示し、講義中また個人的に配布した。その結果、大学生の動機づけに対する 83 の記述が得られた。心理学を専門とする大学教員 1 名、大学院生 1 名とともに得られた記述から重複している内容をカテゴリー化し、23 項目を作成した。さらに多様な側面から大学生の動機づけを測定するため、浅野（2002）の動機づけ尺度を参考とした。浅野（2002）の動機づけ尺度は生涯学習の観点から作成されており、多様な動機づけを測定できると考えられたためである。その中で大学生を対象とする上で不適切であると考えられた「友人を作るために学習する」といった項目からなる「交友志向」を除いた 20 項目を追加した。これらの手続きを踏まえ、合計 43 項目を作成し、動機づけ尺度項目候補とした。

研究 2-1

4.3 目的

大学生を対象とした動機づけ尺度の作成を行い、信頼性及び妥当性の検討を行う。基準関連妥当性の検討には、白井（1997）の時間的展望体験尺度における「目標指向性」、清水（1990）による「進路決定不安」、浅野（2002）による学習への「積極的関与」、「継続意志」を用いる。将来への目標が明確である大学生は学習に対する動機づけや意欲が高いことが指摘されていることから（溝上，2009）、「目標志向性」と、内発性の高い動機づけ（内発調整、統合調整などに相当する動機づけ）は正の関連を示すと考えられる。また、逆に自分自身の目指すべき将来が明確でない大学生は学習に対して外発的な理由で取り組むことが予測されることから、「進路決定不安」と内発性が低い動機づけ（取り入れ調整、外発調整）は正の関連を示すと考えられる。さらに、内発性の高い動機づけはそうでない動機づけよりも適応的な学習態度と正の関連にあるとされている（Deci & Ryan, 2002;

岡田・中谷, 2006; Ryan & Connel, 1986)。したがって内発性の高い動機づけは「積極的関与」, 「継続意志」と正の相関関係を示すと考えられる。

4.4 方法

調査対象者及び実施手続き

京都府内の大学生 272 名（男性 194 名, 女性 78 名, 平均年齢 19.05 歳, 標準偏差 1.15 歳）であった。2009 年 6 月に, 各尺度からなる無記名の個人記入形式の質問紙を大学の講義中に配布し, 一斉に実施した。実施に当たっては「この調査の回答内容はすべて集団データとして扱い, 個人の情報や回答内容が特定されたり, 外部に漏れたりすることは一切ありません。」と教示し, 倫理的配慮を行った。

使用尺度

(1) 動機づけ尺度項目候補

予備調査で作成した 43 項目を用いた。教示は「あなたはどのような理由で学習を行いますか。状況や場合によって異なると思いますが, 一般的にこの程度という感覚でお答えください。」であり, “あてはまらない”から“あてはまる”の 4 件法で評定を求めた。

(2) 目標指向性尺度

白井 (1997) によって作成された時間的展望体験尺度の下位尺度である「目標指向性」を用いた。「私にはだいたいの将来設計がある」のように自分の将来についての明確な展望を持つ程度を測定する。5 項目, “あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

(3) 進路決定不安尺度

清水 (1990) によって作成された進路不決断尺度の下位尺度である「進路決定不安」尺度を用いた。「将来の職業を決めることに対して不安がある」のように自分の将来の進路を決定することに対する不安を測定する。教示は「将来のことについてあなたの気持ち, 考え方, あるいは日頃感じていることが, 当てはまるかどうか答えてください。」であり, 5 項目, “あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

(4) 学習に対する積極的関与・継続意志尺度

浅野 (2002) によって作成された学習に対する積極性, 継続性を測定する尺度を用いた。それぞれ「自分では学習意欲は高い方だと思う」といった 3 項目, 「できるだけ長く勉強

を続けたい」といった 2 項目からなる。“あてはまらない”から“あてはまる”の 4 件法で評定を求めた。

4.5 結果と考察

(1) 探索的因子分析による動機づけ尺度の構造分析

動機づけ尺度項目候補の 43 項目に対して因子分析を行った。因子構造を検討し、固有値の減衰状況と解釈可能性から 3 因子とした。そして①因子負荷量の絶対値が.40 以上で、②複数因子に.40 以上で重複しないという基準を設け、それらに合致しない項目を削除し、18 項目を選定した。再度 3 因子による因子分析（主因子法、*Promax* 回転）を行った。因子分析の結果、累積寄与率、因子間相関、下位尺度間相関、 α 係数、各項目・各下位尺度の平均値、標準偏差（*SD*）を Table 4-1 に示した。下位尺度間相関についてはそれぞれの得点を合計し、算出した。第 1 因子は「世界観を広げたいから」といった向上的な項目からなるため、「向上志向」とした。第 2 因子は、「好きだから」といった興味関心に基づく項目からなるため、「内発的動機づけ」とした。第 3 因子は「将来が不安だから」といった将来に対する不安に基づく項目からなるため、「将来不安」とした。SDT の枠組みから判断すると、「内発的動機づけ」は「内発調整」、「向上志向」は「統合・同一化調整」、「将来不安」は「取り入れ・外発調整」にそれぞれ相当すると考えられる。

また、下位尺度ごとの α 係数は「向上志向」で.90、「内発的動機づけ」で.89、「将来不安」で.87 であった。それぞれの α 係数が.80 以上であり、また、それぞれの下位次元の項目数が 6 項目と、比較的多くなかったことから内的一貫性の観点からの信頼性に問題がないと判断した。以上の結果から、動機づけ尺度が 3 因子からなること、内的一貫性の観点からの信頼性が確認された。次に、諸変数との関連を検討し、基準関連妥当性の検討を行う。

Table 4-1 動機づけ尺度の因子分析結果, α 係数, 平均値 (SD) ($N=272$)

項目	平均値 (SD)	F1	F2	F3
【向上志向】 $\alpha=.90$	18.97 (3.74)			
世界観を広げたいから	3.14 (0.79)	.90	-.05	-.03
物事を多様にみることができるから	3.15 (0.74)	.87	-.10	-.01
新しい視点を得ることができるから	3.18 (0.72)	.84	-.05	-.05
多様な価値観を知ることができるから	3.10 (0.82)	.80	.07	.01
幅広い教養を身につけたいから	3.22 (0.76)	.65	.06	.05
自分の成長につながるから	3.18 (0.72)	.57	.21	.06
【内発的動機づけ】 $\alpha=.89$	17.54 (3.97)			
好きだから	2.66 (0.92)	-.03	.85	.07
おもしろいから	2.79 (0.83)	-.03	.80	-.06
興味があるから	3.19 (0.74)	-.11	.76	-.11
独自の楽しさがあるから	2.75 (0.81)	.03	.73	.11
関心があるから	3.06 (0.82)	.07	.71	-.11
知りたいと思うから	3.08 (0.78)	.14	.69	.04
【将来不安】 $\alpha=.87$	13.74 (4.57)			
何かしていないと落ち着かないから	2.05 (0.99)	-.03	.10	.87
何かしないと安心できないから	2.24 (0.99)	-.02	.15	.86
何かしていないと不安だから	2.41 (0.98)	.06	.10	.75
まわりがやっていて焦るから	2.03 (0.94)	.01	-.23	.68
将来が不安だから	2.43 (0.97)	-.02	-.14	.66
就職のことを考えると不安だから	2.58 (0.98)	.00	-.17	.53
累積寄与率66.19%		I	II	III
	I	-	.47	.08
	II	.45 **	-	-.19
	III	.05	-.20 **	-

注) 因子間相関(右上), 下位尺度間相関(左下)を表す。

** $p < .01$

(2) 動機づけと「目標指向性」, 「進路決定不安」, 「積極的関与」, 「継続意志」との関連
次に動機づけ尺度の基準関連妥当性の検討を行うため, 使用する全ての尺度について合計得点, α 係数を算出した。平均値, 標準偏差, α 係数を Table 4-2 に示す。Table 4-2 からすると α 係数は.70~.92であり, それぞれの尺度の内的一貫性に問題がないことが確認された。その結果を踏まえ, 動機づけ尺度と諸変数との相関係数を算出した (Table 4-3)。「向上志向」, 「内発的動機づけ」は, 「目標指向性」, 「積極的関与」「継続意志」と弱い～中程度の有意な正の相関関係を示した (.23~.73: $p<.01$)。さらに「内発的動機づけ」は「進路決定不安」と弱い負の相関関係を示した (-.17: $p<.01$)。「将来不安」は, 「進路決定不安」と中程度の有意な正の相関関係を (.40: $p<.01$), 「目標指向性」と有意な中程度の負の相関関係

係を示した (-.34: $p < .01$)。

以上の結果は、概ね仮説通りであった。すなわち、「内発的動機づけ」、「向上志向」が高い大学生は、目標意識の明確さや学習への積極性、継続意志の高さと関連することに対して、「将来不安」が高い大学生は、目標意識が明確でなく、職業決定が十分にできない状態と関連している。そして、「内発的動機づけ」は他の外発的動機づけと比べて、「目標指向性」、「積極的関与」、「継続意志」との関連が強かった。これらの結果は作成した動機づけ尺度の基準関連妥当性の一つと言えるだろう。以上の結果を踏まえ、研究 2-2 では動機づけが主体的な学修態度に及ぼす影響を検討する。

Table 4-2 各尺度の平均値(SD), α 係数

	平均値(SD)	α 係数
目標指向性	15.66(4.57)	.82
進路決定不安	16.20(5.98)	.92
積極的関与	7.43(2.32)	.80
継続意志	5.77(1.55)	.70

Table 4-3 動機づけと各尺度の相関係数 ($N=271-272$)

	目標指向性	進路決定不安	積極的関与	継続意志
向上志向	.27 **	-.01	.44 **	.55 **
内発的動機づけ	.37 **	-.17 **	.64 **	.73 **
将来不安	-.34 **	.40 **	-.05	-.10

**
 $p < .01$

研究 2-2

4.6 目的

内発的動機づけが他の動機づけよりも能動的な学習態度、GPA を予測することは上述した通りである。ただし、大学生を対象とした調査では必ずしも「内発的動機づけ」が最も

能動的な学習態度、GPA を予測するとは限らないことが指摘されている。例えば、速水（1996）は、大学の教職科目に対する学習動機づけに焦点を当て、SRQ と同様の下位尺度を持つ尺度を作成し、出席日数やテストの成績との関わりを検討した。その結果、テストの成績と「同一化調整」との間に正の相関関係、出席日数と「外発調整」、「同一化調整」、「内発調整」との間に正の相関関係が得られたことを示している。したがって、主体的な学修態度に関しても、本当に内発的動機づけが他の動機づけよりも強く正の影響を及ぼすのかどうかを確認する必要がある。特に研究 2-1 の結果、「向上志向」は「内発的動機づけ」と類似した特徴をもつことが確認されている。したがって、両者の関係を考慮した上で主体的な学修態度への影響を確認することは、「内発的動機づけ」が最も強く主体的な学修態度に正の影響を及ぼすのかどうかを確認する上で意義のあることと言える。以上を踏まえ、本研究では研究 2-1 で作成した動機づけ尺度を用いて、「内発的動機づけ」が他の動機づけに比べて主体的な学修態度を予測するかどうかを確認することを目的とする。

4.7 方法

調査対象者及び実施手続き

大阪府内・兵庫県内の大学生 402 名（男性 171 名、女性 231 名、平均年齢 20.02 歳、標準偏差 1.17 歳）であった。2010 年 7～8 月に、各尺度からなる無記名の個人記入形式の質問紙を大学の講義中に配布し、一斉に実施した。実施に当たっては「この調査の回答内容はすべて集団データとして扱い、個人の情報や回答内容が特定されたり、外部に漏れたりすることは一切ありません。」と教示し、倫理的配慮を行った。

調査内容

（1）動機づけ尺度

研究 2-1 で作成した学習動機づけ尺度を用いた。「向上志向」、「内発的動機づけ」、「将来不安」の 3 下位尺度、18 項目からなる。教示は研究 2 と同様であり、“あてはまらない”から“あてはまる”の 4 件法で評定を求めた。

（2）主体的な学修態度尺度

研究 1 で作成した主体的な学修態度尺度を用いた。この尺度は「課されたレポートや課題を少しでもよいものに仕上げようと努力する」といった大学での授業プロセスへの積極的な授業行動を表す項目からなる。教示は「あなたは以下の記述にどの程度あてはまりま

すか。状況や場合によって異なると思いますが、一般的にこの程度という感覚でお答えください。」とした。9項目、「あてはまらない」から「あてはまる」の5件法で評定を求めた。

4.8 結果

(1) 使用尺度の記述統計及び相関関係

動機づけと各尺度との関連を検討するために、まずそれぞれの下位尺度得点の合計点を算出し、平均値、標準偏差 (*SD*)、 α 係数を求めた (Table 4-4)。各尺度の α 係数が.70 以上であったため、内的一貫性に問題がないことが確認された。そのため、各尺度をそのまま用いることにした。「向上志向」、「内発的動機づけ」は主体的な学修態度と中程度の正の相関関係を示した (.33, .38; $p < .01$)。それに対して「将来不安」と主体的な学修態度との間には関連がみられなかった。

Table 4-4 動機づけと主体的な学修態度の相関係数 ($N=402$)

	2	3	4	平均値 (<i>SD</i>)	α 係数
1向上志向	.61 **	.05	.33 **	19.62(3.71)	.89
2内発的動機づけ	—	-.07	.38 **	17.50(4.31)	.91
3将来不安		—	.03	14.18(4.35)	.83
4主体的な学修態度			—	28.54(7.00)	.87

** $p < .01$

(2) 動機づけが主体的な学修態度に及ぼす影響の検討

次に、「内発的動機づけ」が他の動機づけよりも主体的な学修態度を予測するかどうかを確認するため、動機づけの各下位尺度を独立変数、主体的な学修態度を従属変数とした重回帰分析 (強制投入法) を行った (Table 4-5)。標準偏回帰係数 (β) を確認すると、「向上志向」は.14 ($p < .05$)、「内発的動機づけ」は.30 ($p < .01$) であり、「内発的動機づけ」がより大きな値であった。この結果は、「内発的動機づけ」が他の動機づけよりも主体的な学修態度を予測する可能性を示唆する。

Table 4-5重回帰分析結果(強制投入法) (N=402)

予測変数: 主体的な学修態度

説明変数	標準偏回帰係数(β)
向上志向	.14 [*]
内発的動機づけ	.30 ^{**}
将来不安	.04
R^2	.16 ^{**}

* $p < .05$, ** $p < .01$

4.9 考察

本研究の目的は、大学生を対象とした動機づけ尺度を開発し、信頼性及び妥当性を検討した後、他の動機づけよりも内発的動機づけが主体的な学修態度を予測するのかどうか確認することを通して、内発的動機づけが主体的な学修態度の形成を促進する心理的要因となるかどうかを確認することであった。そのために、まず、大学生・大学院生 38 名を対象とした自由記述調査を行い、また浅野(2002)などの動機づけ尺度を参考にしながら 43 項目からなる動機づけ尺度項目群を作成した。研究 2-1 では大学生 272 名を対象とした質問紙調査から、動機づけ尺度の因子構造の確認及び内的一貫性の観点からの信頼性、諸変数との関連を検討することでの基準関連妥当性の検討を行った。因子分析の結果、動機づけ尺度は「内発的動機づけ」、「向上志向」、「将来不安」の 3 因子からなることが確認された。また、動機づけ尺度の下位尺度ごとに Cronbach の α 係数を算出したところ、.87~.90 の値が得られたことから、内的一貫性の観点からの信頼性は十分であった。さらに基準関連妥当性の検討を行うため、動機づけ尺度の各下位尺度と「目標志向性」、「進路決定不安」、「積極的関与」、「継続意志」との相関関係を検討したところ、概ね仮説通りの結果が得られた。次に研究 2-2 において、大学生 402 名を対象に質問紙調査を行い、動機づけ尺度の各下位尺度を説明変数、主体的な学修態度を予測変数とした重回帰分析を行ったところ、向上志向、将来不安よりも内発的動機づけが主体的な学修態度に正の影響を与えることは明らかになった。これらの結果は、内発的動機づけが主体的な学修態度の獲得を促す可能性を示唆していると言える。

以上の結果から考えられる本研究の意義は以下の 2 点である。1 点目は予備調査、質問紙調査に基づき、大学生の動機づけを捉える尺度を作成したことである。これまでの大学

生を対象とした調査では、岡田・中谷（2006）の尺度が用いられてきたが、この尺度には、大学生を対象とするには不適切な項目が含まれるなどの限界点があった。それに対して本研究では、大学生を対象とした予備調査から項目を収集し、因子分析の結果、3 因子からなる大学生の動機づけを測定する尺度を開発し、さらに、諸変数との関連の結果、作成された動機づけ尺度の基準関連妥当性が確認されている。この結果は、研究 2-1 において作成された尺度が大学生の動機づけを適切に捉えることが可能であること、そして動機づけと主体的な学修態度との実証的検討を行う上での前提を整えたことを意味する。このように、予備調査から適切に動機づけを捉えるために新たな動機づけ尺度の開発することで、主体的な学修態度との実証的検討を行う上での前提を整えたことが本研究の意義と言える。

2 点目は内発的動機づけが主体的な学修態度に正の影響を及ぼす可能性を実証的に示し、内発的動機づけが外発的動機づけよりも主体的な学修態度の形成を促進する心理的要因となる可能性を示したことである。先行研究では、内発的動機づけが最も望ましい結果を示すとは限らなかった（速水, 1996）。また、動機づけが主体的な学修態度に及ぼす影響については未検討であった。それに対して、本研究の結果は、他の外発的動機づけの影響を考慮したとしても内発的動機づけが主体的な学修態度を最も強く予測するものであり、学修への価値を最も強く見出している動機づけが内発的動機づけであるとする Deci & Ryan（2002）の指摘と一致する。そして、内発的動機づけが主体的な学修態度の形成を促す心理的要因となりうる可能性を示すものであり、内発的動機づけを高めるようなサポートが主体的な学修態度の獲得を促す可能性を示唆するものである。先行研究から、内発的動機づけをサポートする方策はいくつか示されてきたが（鹿毛, 2013; Rayn & Deci, 2006; 櫻井, 2009 など）、本研究の結果は、それらの知見が主体的な学修を促す上でも有効な知見となる可能性を示していると言える。言い換えると、教育心理学で得られた知見を、主体的な学修態度をサポートする知見へと架橋する視点を提示したと言える。以上の 2 点が研究 2 の意義と言えるだろう。

本研究において、内発的動機づけが主体的な学修態度を促す可能性が示されたことで、内発的動機づけを促す心理的要因と主体的な学修態度との関係（研究 3）、内発的動機づけと主体的な学修態度の関係を媒介する心理的要因との関係（研究 4, 5）をそれぞれ検討する前提が整った。第 5 章では、内発的動機づけを促す心理的要因としてのアイデンティティに着目し、アイデンティティが内発的動機づけを媒介して主体的な学修態度を促すモデ

ルを実証的に検討する。

第5章 研究3：アイデンティティが内発的動機づけを媒介して主体的な学修態度に及ぼす影響

5.1 問題と目的

研究2では、内発的動機づけが主体的な学修態度に正の影響を及ぼすことが確認された。内発的動機づけは教育心理学の立場からの研究であり、この立場からの研究は、大学教員が授業で教授する内容を大学生に効果的に学習させることを目的としてなされることが多い（伊田, 2002）。それに対し、発達心理学的観点からすると青年期後期にあたる大学生の時期には、アイデンティティが学習への動機づけに影響を及ぼすことも指摘されている（Côté & Levine, 2002; 溝上, 2010; 中間, 2008; Wigfield & Wagner, 2005）。アイデンティティとは、個人が自分の内部に斉一性と連続性を感じられることと、他者がそれを認めてくれることの両方の事実の自覚である（Erikson, 1959/1973）。先行研究からは、アイデンティティが明確であることは能動的な学習態度と関連し、逆にアイデンティティが明確でないことは学習意欲の低下などの不適応的な変数と関連することが示されてきた（Berzonsky & Kuk, 2000, 2005; Boyd, Hunt, Kandell, & Lucas, 2003; 下山, 1995）。これらアイデンティティに関する研究は、大学からのドロップアウト（drop out）を防ぐことや、大学生の在籍率（retention rate）を維持するという目的でなされてきた（Berzonsky & Kuk, 2000, 2005; 下山, 1995 など）。

このように、同じ学習態度の関連変数として検討されてきた内発的動機づけとアイデンティティだが、その目的意識の違いから両者を統合的に扱った研究はあまりみられなかった。しかしながら、近年ではアイデンティティと内発的動機づけとの関係に注目が集まり（Eccles, 2009; Kaplan & Flum, 2009; Waterman, 2004; Wigfield & Wagner, 2005; Yeager et al., 2012）、両者の関係についての実証的検討もなされつつある。例えば、Fays & Shrap (2008) はアイデンティティと内発的動機づけの関連を検討した結果、正の関連がみられたことを報告している。加えて Soenens et al. (2011) はアイデンティティと内発的動機づけ、外発的動機づけ、心理的適応感の関係について検討した結果、アイデンティティが外発的動機づけでなく内発的動機づけを媒介し、心理的適応感を促す可能性を示している。アイデンティティが内発的動機づけを予測し（Fays & Sharp, 2008; Soenens et al., 2011）、内発的動機づけが能動的な学習態度や GPA を予測することから（Baker, 2003; Cokley, 2003; Phillips et

al., 2003; Ratelle et al., 2007; Vansteenkiste et al., 2005), アイデンティティが内発的動機づけを媒介し、主体的な学修態度を間接的に高める一連のプロセスが予測される。しかしながら、先行研究においては、これら 3 変数の関係は個別に検討されるに留まっており、3 変数を同時に扱った研究はみられない。3 変数を同時に扱い、それぞれの関係を実証的に示すことは、アイデンティティが主体的な学修態度の形成を促す心理的要因となる可能性を示すと同時に、アイデンティティが内発的動機づけを高め、主体的な学修態度の形成を促すという一連のプロセスを明らかにすることとなる。このようなプロセスの明確化は、アイデンティティと内発的動機づけの両視点から主体的な学修態度をサポートしていく方策について議論する端緒となるであろう。

ただし、アイデンティティは極めて包括的な概念である。それゆえ、アイデンティティを構成する全ての変数を網羅的に仮定し、測定することは困難であるため、どの指標を用いるかは慎重に検討する必要がある。アイデンティティは全体としての一貫性の感覚として捉えることもあるが（下山, 1992; Rosenthal et al., 1981 など）、分類して捉えることも可能である。谷（2001, 2008）はアイデンティティの下位側面を、自己の不変性及び時間的連続性についての感覚を意味する「自己斉一性・連続性」、他者からみられているであろう自分自身が本来の自分自身と一致している感覚を表す「対他的同一性」からなる中核的同一性、自分自身が目指すべきものが明確に意識されている感覚を表す「対自的同一性」、自分と社会との適応的な結びつきの感覚を表す「心理社会的同一性」からなる心理社会的自己同一性に分類して捉えている。谷（2008）によると、中核的同一性は Mahlar のコア・アイデンティティを基礎に青年期に形成されるアイデンティティの感覚であり、抑うつや絶望感など臨床的特徴と関連する。それに対して心理社会的自己同一性は現実社会での関わりの中で形成されるアイデンティティであり、ソーシャルスキルや学習と関わる同一性の感覚である（Figure 5-1）。実際、谷（2008）の分類は実証的に検討されており、アイデンティティは、中核的同一性、心理社会的自己同一性によって異なった特徴を持つことが確認されている（畑野, 2010; 原田, 2012; 伊田, 2003; 中谷・友野・佐藤, 2011）。そして、アイデンティティと内発的動機づけとの関連を論じた先行研究において扱われているアイデンティティは（Fays & Sharp, 2008; Soenens et al., 2011; Watereman, 2004; Wigfield & Wagner, 2005; Yeager et al., 2012）、自分自身の目指すべき自己の明確化など、中核的同一性というよりも心理社会的自己同一性に近い。本研究の問題意識が、大学生の主体的な学修態度の形成プロセスの明確化であることを考慮すると、中核的同一性ではなく、心理社会

的自己同一性に着目することが妥当であると考えられる。

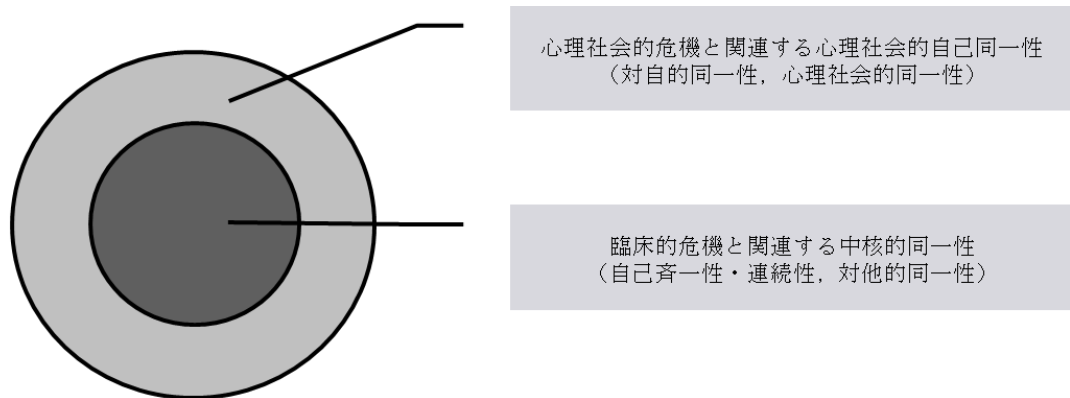


Figure 5-1 アイデンティティの階層的構造 (谷,2008)

以上から本研究では心理社会的自己同一性が内発的動機づけを媒介して主体的な学修態度に影響を及ぼすモデルを仮説モデルとし、その実証的検討を通して大学生が主体的な学修態度を効果的に獲得する方策としてアイデンティティ、内発的動機づけの果たす役割について示唆を得ることを目的とする。加えて、本研究では学年間の一貫性を仮定した上で仮説モデルの検討を行う。特に一貫性が示されることで、学年を通してのサポートを議論することが可能になるからである。本研究の仮説は以下の通りである。心理社会的自己同一性は内発的動機づけを媒介して主体的な授業態度を促す (Figure 5-2)。また、このモデルは学年を通じて有効である。

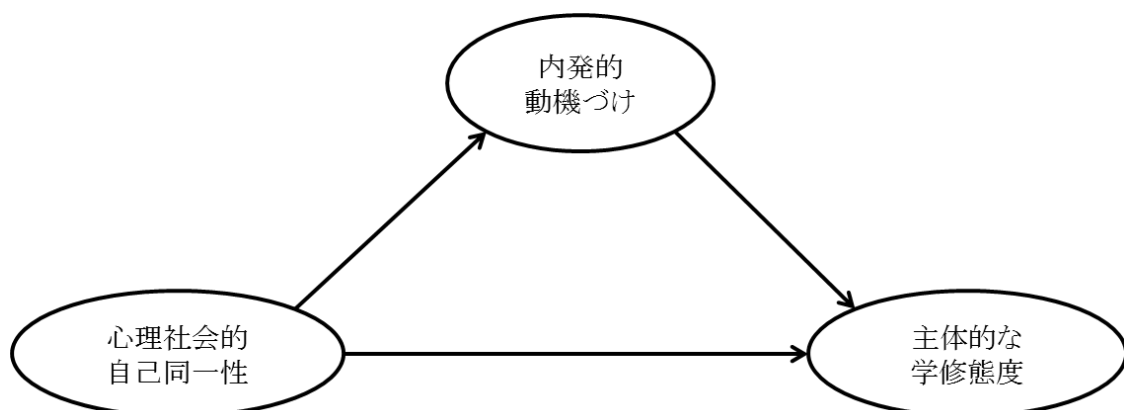


Figure 5-2 研究3における仮説モデル

5.2 方法

調査対象者及び実施手続き

大阪府内・兵庫県内の大学 1 年生 131 名（男性 75 名，女性 56 名，平均年齢 19.13 歳，標準偏差 1.19 歳），大学 2 年生 264 名（男性 115 名，女性 149 名，平均年齢 19.67 歳，標準偏差 0.84 歳），3 年生 279 名（男性 135 名，女性 144 名，平均年齢 20.58 歳，標準偏差 0.74 歳）の合計 674 名（男性 325 名，女性 349 名，平均年齢 19.94 歳，標準偏差 1.05 歳）であった。2010 年 1 月，6～8 月に，各尺度からなる無記名の個人記入形式の質問紙を大学の講義中に配布し，一斉に実施した。実施に当たっては「この調査の回答内容はすべて集団データとして扱い，個人の情報や回答内容が特定されたり，外部に漏れたりすることは一切ありません。」と教示し，倫理的配慮を行った。

使用尺度

(1) アイデンティティ：心理社会的自己同一性

心理社会的自己同一性を測定するために，谷（2001）によるアイデンティティ尺度の「対自的同一性」，「心理社会的同一性」を用いた。「対自的同一性」は“自分の望んでいることがはっきりしている”など将来の自己が明確である感覚，「心理社会的同一性」は“現実の社会の中で，自分らしい生き方ができると思う”といった社会的適応感を測定する。各 5 項目の合計 10 項目，“全くあてはまらない”から“非常にあてはまる”の 7 件法で評定を求めた。 α 係数は 1 年生で .83，2 年生で .88，3 年生で .89 であった。

(2) 内発的動機づけ

動機づけを測定するために，研究 2 で作成した学習動機づけ尺度の「内発的動機づけ」を使用した。この尺度は，「あなたはなぜ学習をしますか。下記の理由に最もあてはまるものをお答えください。」という教示を行い，理由を動機づけとして測定する。「内発的動機づけ」は“好きだから”など内発的動機づけを表す項目から構成される。各 6 項目，“あてはまらない”～“あてはまる”の 4 法評定を求めた。 α 係数は 1 年生で .91，2 年生で .91，3 年生で .91 であった。

(3) 主体的な学修態度尺度

大学生の主体的な学修態度を測定するために，研究 1 で作成した主体的な学修態度尺度を用いた。この尺度は，“課されたレポートや課題を少しでもよいものに仕上げようと努力する”など，大学の授業に対する主体的な学修態度を表す 9 項目から構成される。教示

は「以下の項目は普段のあなたとどの程度あてはまりますか。授業や状況によって異なると思われますが、一般的にこの程度という感覚でお答えください。」とした。“あてはまらない”から“あてはまる”の5件法で評定を求めた。 α 係数は1年生で.81, 2年生で.88, 3年生で.85であった。

5.3 結果

(1) 心理社会的自己同一性, 内発的動機づけ, 主体的な学修態度の記述統計, 相関係数
心理社会的自己同一性, 内発的動機づけ, 主体的な学修態度の平均値と標準偏差, 相関分析の結果を Table 5-1, 2 に示す。媒介分析では独立変数, 媒介変数, 従属変数がそれぞれ関連していることが前提条件となる (Lacobucci, 2008)。本研究における独立変数 (心理社会的自己同一性) と従属変数 (主体的な学修態度) との相関係数は1年生で $r=.40$, 2年生で $r=.21$, 3年生で $r=.19$ であり全て有意であった (全て $p<.01$)。さらに, 独立変数と媒介変数 (内発的動機づけ) の相関係数は1年生で $r=.34$, 2年生で $r=.45$, 3年生で $r=.31$ であり, 全て有意な正の相関を示した (全て $p<.01$)。以上の結果から, 独立変数, 媒介変数, 従属変数の間に正の関連があることが明らかとなり, 媒介分析を行うための前提が確認された。

Table 5-1 心理社会的自己同一性, 内発的動機づけ, 主体的な学修態度の相関係数 (1,2年生)

	1年生(N=131), 2年生(N=264)			1年生		2年生	
	心理社会的自己同一性	内発的動機づけ	主体的な学修態度	平均値	SD	平均値	SD
心理社会的自己同一性	—	.45**	.21**	40.55	9.84	41.62	10.18
内発的動機づけ	.34**	—	.27**	17.72	4.11	17.41	4.50
主体的な学修態度	.40**	.55**	—	28.57	5.64	28.64	6.91

下部は1年生, 上部は2年生を表す。

** $p<.01$

Table 5-2 心理社会的自己同一性, 内発的動機づけ, 主体的な学修態度の相関係数 (3年生N=279)

	心理社会的自己同一性	内発的動機づけ	主体的な学修態度	平均値	SD
心理社会的自己同一性	—			41.93	11.79
内発的動機づけ	.31**	—		16.69	4.38
主体的な学修態度	.19**	.44**	—	27.79	6.46

** $p<.01$

(2) 多母集団同時分析による仮説モデルの等質性の検討¹⁾

心理社会的自己同一性が内発的動機づけを媒介して主体的な学修態度を促す仮説モデルが学年を通じてあてはまるのかどうかを確認するため、多母集団同時分析を行った。心理社会的自己同一性は「対自的同一性」、「心理社会的同一性」から潜在変数を構成した。また、「内発的動機づけ」、「主体的な学修態度」の項目については、複数の項目を下位次元にまとめる **Item Parceling** を行い、潜在変数を仮定した（内発的動機づけは2パーセル、主体的な学修態度は3パーセル）²⁾。群間の等質性を検討するために、「群間で制約を課さないモデル」と「全てのパス係数に等値制約を課すモデル」を作成し、モデル適合の比較を行った（Table 5-3）。Table 5-3 から、「全てのパスに等値制約を課したモデル」の AIC, RMSEA の値が「等値制約を課さないモデル」よりも低く、よりデータとの適合性が高いと判断されたため、このモデルを採用した。このモデルは、群間で各変数が他の変数に及ぼす影響が等しいことを意味する。採用したモデルのパス係数、決定係数を Figure 5-3 に示す。

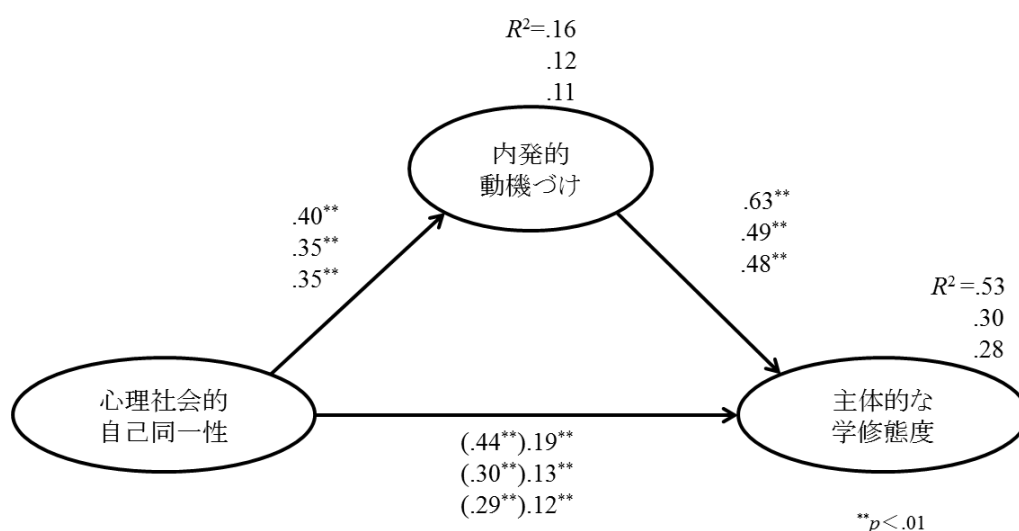


Figure 5-3 心理社会的自己同一性が内発的動機づけを媒介して主体的な学修態度に与える影響 ($N=131,264,279$)

(注1) 内発的動機づけ, 主体的な学習態度はItem Parcelingによって項目を合計し, 潜在変数を構成した。

(注2) それぞれの数字は上から順に1年生, 2年生, 3年生の値を表す。

(注3) 括弧内の値は媒介変数を統制する前の直接効果を表す。

Table 5-3 多母集団同時分析結果

	χ^2	d	AIC	CFI	RMSEA
等値制約を課さないモデル	39.54 ^{n.s}	33	183.54	1.00	.02
全てのパス係数に等値制約を課したモデル	42.37 ^{n.s}	39	174.37	1.00	.01

(3) 心理社会的自己同一性と主体的な学修態度の関係に関する動機づけの媒介効果（間接効果）の検討

内発的動機づけの間接効果（specific indirect effect）の評価を行うため、ブートストラップ法（標本数 5000）を用いて 95%信頼区間（CI）を計算した（Table 5-4）。ブートストラップ法は比較的小さいサンプルにおける変数の非正規性の問題を回避する上で有効な手法であり（Baron & Kenny, 1986）、近年数多くの研究によってその有効性が実証され、用いられている（Williams & Mackinnon, 2008）。Figure 5-3 より、全ての学年において心理社会的自己同一性から主体的な学修態度への直接効果は有意であったが（.44, .30, .29; 全て $p < .01$ ）、媒介変数として内発的動機づけを組み込むと、直接効果は.19, .13, .12（全て $p < .01$ ）へとそれぞれ減衰した。間接効果の値は 95%信頼区間が 0 をまたがなければ有意、そうでなければ有意ではないと判断される（Lacobucci, 2008）。Table 5-4 から間接効果は 1 年生で.25（95%CI: .06-.32）、2 年生で.17（95%CI: .06-.21）、3 年生で.17（95%CI: .06-.22）と有意であった。これらの結果は内発的動機づけが心理社会的自己同一性と主体的な学修態度との関連を媒介していることを示唆する。以上の結果から、本研究の仮説モデルが学年を通じて等質であること、心理社会的自己同一性が内発的動機づけを媒介して、主体的な学修態度を間接的に促す可能性が示唆された。

Table 5-4 内発的動機づけの間接効果に関するブートストラップの結果

	標準化間接効果	p	95%信頼区間	
			下限	上限
1年生	.25	.00	.06	.32
2年生	.17	.00	.06	.21
3年生	.17	.00	.06	.22

5.4 考察

本研究では、心理社会的自己同一性が内発的動機づけを媒介して主体的な学修態度に影

響を及ぼす仮説モデルをたてた。その上でその実証的検討を通して、今後大学生の主体的な学修態度を効果的に促す方策を構築するために、心理社会的自己同一性、内発的動機づけの果たす役割を明確にすることを目的とした。そのために仮説モデルに対して多母集団同時分析及び媒介分析を行い、仮説モデルの等質性及び内発的動機づけの間接効果について検証を行った。多母集団同時分析の結果、1～3年生の全ての学年において仮説モデルの適合性が確認され、その等質性が確認された。さらに媒介分析の結果、全ての学年において内発的動機づけの間接効果が有意であることが確認された。

これらの結果から考えられる本研究の意義は次の3点である。1点目は主体的な学修態度の形成を促す心理的要因として心理社会的自己同一性、内発的動機づけに着目し、媒介分析によって3変数の関わりを実証的に検討することを通して、心理社会的自己同一性が主体的な学修態度の形成を促す心理的要因となる可能性を示し、さらに主体的な学修態度が生じるプロセスの一端を明らかにしたことである。これまで、アイデンティティ、内発的動機づけの研究が、個別になされてきたことは上述したとおりである（Fays & Sharp, 2008; Vansteenkiste et al., 2005）。それに対して本研究では、アイデンティティ、内発的動機づけ、主体的な学修態度を同時に扱い、3変数を一連のプロセスに位置づけている。また、媒介分析の結果は、アイデンティティが内発的動機づけを高める要因であることを示しており、この結果は学習を検討する上でアイデンティティと動機づけの視点が重要であるとする先行研究（伊田, 2002, 2008; Soenens et al., 2011; Waterman, 2004; Wigfield & Wagner, 2005; Yeager et al., 2012）の見解を支持するものと言える。このように、心理社会的自己同一性、内発的動機づけ、主体的な学修態度の関係を実証的に示すことを通して、主体的な学修態度の形成を促す上で、アイデンティティ、内発的動機づけの両視点の重要性を示したことが本研究の意義と言える。

2点目は多母集団同時分析、及び媒介分析によって、心理社会的自己同一性、内発的動機づけ、主体的な学修態度の統合的な関係が1～3年生を通して等質である可能性を示し、さらにそれぞれの学年を通して内発的動機づけの間接効果が有意であることを示すことによって3変数の関係を精緻に表したことである。本研究における多母集団同時分析の結果は、1～3年生において仮説モデルの関係の構造が等質である可能性を示しており、どの学年においても心理社会的自己同一性が内発的動機づけ、主体的な学修態度の形成を促進する心理的要因となる可能性を示唆するものであった。この結果は、今後、大学生の主体的な学修態度のサポートの方策を議論していく上で意義のある知見と言える。ただし、こ

のことは全ての学年において心理社会的自己同一性、内発的動機づけ、主体的な学修態度の関係の構造が同じであることを意味するのであり、それぞれの変数の「質」が同じであることを意味するものではない。例えば、心理社会的自己同一性には自らの目指すべき自己（対自的同一性）が含まれるが、1年生が持つ目指すべき自己と3年生が持つ目指すべき自己では質的に異なることが予想される。具体的には、1年生の場合、目指すべき自己は公務員など大きな方向性であったとしても、3年生の場合は公務員の中でも地域や職種などより具体的なものが目指すべき自己に反映されていると考えられる。今後は、学年に即したサポートの方策を検討するために、インタビューや自由記述調査などの調査に基づき、心理社会的自己同一性や内発的動機づけ、主体的な学修態度の質的差異を明らかにしていく必要があるだろう。加えて、先行研究では、アイデンティティと学習意欲などの能動的な学習態度との関連を検討するに留まっていた（Berzosnky & Kuk, 2000, 2005; Boyd et al., 2003; 下山, 1995）。それに対して、本研究では、媒介分析によって内発的動機づけの間接効果を明らかにすることで、心理社会的自己同一性と主体的な学修態度の擬似的な関連を回避し、3変数の関連を精緻な視点から明らかにしている。今後、4年生を対象としたデータを収集し、仮説モデルの等質性及び内発的動機づけの間接効果を確認することで、学士課程を通しての仮説モデルの有用性が明らかになると考えられる。

3点目はアイデンティティを自我の水準での同一性ではなく、社会への移行の水準である同一性（Côté & Levine, 2002; Erikson, 1959/1973）の心理社会的自己同一性で捉えたことで、大学教育において発達の視点から大学生の主体的な学習をサポートしていくための議論の端緒を示したことである。本研究における媒介分析の結果は、もし大学生が自分自身の目指すべき自己や社会的自己（心理社会的自己同一性）を明確にすることができれば、内発的動機づけを高め、さらに主体的に学修するようになる可能性を示している。このことから考えられる一つのサポート方策としては、大学教員は授業を行う際、内発的動機づけを高めるような方策を検討するだけでなく、学ばせる内容が大学生の目指すべき自己や社会的自己にとってどのような意味を持つのかを考慮することがあげられよう。この方策は、大学のどの授業であっても適用可能であると考えられるが、心理社会的自己同一性を向上させるためには、キャリア教育に関わる授業が特に有効かもしれない。キャリア教育ではキャリアデザイン（将来設計）、社会性、社会人基礎力が一般的な目的とされているが（溝上, 2012）、それらは心理社会的自己同一性に深く関わっている。今後、具体的なサポートの方策を検討していくために、Rich & Schachter（2012）、Sinai et al.（2012）が示し

たように、教員の働きかけやカリキュラムが心理社会的自己同一性とどのように関連するのかを実証的に検討していくことが求められる。このように、心理社会的自己同一性に着目し、内発的動機づけ、主体的な授業態度との関連を実証的に示した本研究は、アイデンティティの視点から主体的な学修態度を大学教育でサポートしていくための端緒を開いたと言えよう。

¹⁾ 多母集団同時分析及びブートストラップ法による間接効果の検証は、それぞれ個別に記載しているが、計算過程における誤差を減らすために両者は同時に行った。

²⁾ **Item Parceling** は、(1) ランダムな誤差はお互いに打ち消し合うため、推定値の希薄化を防ぐことができ、個々の項目や下位次元を投入するよりも信頼性が確保される、(2) 合計得点によって尺度得点化すると分布が正規分布に近づく、(3) モデルサイズが小さくなり、自由度が減少し、推定が安定する、といった利点がある。**Item Parceling** の詳細は、星野・岡田・前田（2005）を参照されたい。

第6章 研究4：自己調整学習方略が主体的な学修態度に及ぼす影響

6.1 問題と目的

研究2では、主体的な学修態度の形成を促す要因として内発的動機づけが仮定され、内発的動機づけは他の動機づけの影響を考慮しても主体的な学修態度に最も強く正の影響を及ぼす結果が得られた。さらに、研究3では内発的動機づけを高める要因としてのアイデンティティに着目し、アイデンティティの一側面である心理社会的自己同一性が内発的動機づけを高め、主体的な学修態度を促す一連のプロセスが確認された。これらの結果を受け、本研究では、主体的な学修態度の形成をサポートするための方策を検討する視点を広げるため、内発的動機づけと主体的な学修態度を媒介する変数としての自己調整学習方略（Self-Regulated Learning Strategies; SRLS）に着目し、主体的な学修態度の形成プロセスを教育心理学的観点からさらに発展させることを目指す。

SRLS とは、学習過程においてより効率的に目標を達成するために、認知的な活動と実際の行為を調整する学習方略である（Duncan & McKeachie, 2005; Pintrich, 1999, 2004）。そして、SRLS は GPA や学習への取り組み（Behavioral engagement）などの能動的な学習態度・学業成績と正に（梅本・田中, 2012; Wolters, 1998）、そして先延ばし傾向などの不適応な学習態度とは負に関連することが報告されており（Corkin et al., 2011; Howell & Watson, 2007; Klassen et al., 2008）、SRLS の高い学習者は能動的な学習態度、高い学業成績を示すことが明らかになっている。これらの先行研究は、SRLS が主体的な学修態度の形成に寄与する可能性を示唆するものである。

しかしながら、SRLS の測定は精緻になされておらず、研究ごとに多様に解釈されてきたという問題がある。Wolters（1998）では意志の強さ、Pintrich, Smith, Garcia, and McKeachie（1993）では批判的思考力・メタ認知的方略、Schwinger, Steinmayr, and Spinath（2009）では努力に関する自己調整、さらに Brunstein & Glaser（2011）ではプランニングも SRLS と記されており、SRLS の捉え方には一貫性がなく、定義が曖昧である（Dinsmore, Alexander, & Loughlin, 2008）。それに対して Pintrich（2004）は、SRLS の定義を認知・動機づけ・行動・感情・環境の諸側面に応用し、概念の整理を試みている。SRLS の認知の側面とは、学習過程において自らの目標を達成するために、学習の進捗状況や理解の程度を意識し、調整し、変化させようとする方略（以下認知調整方略）、動機づけの側面とは、退屈ある

いは達成困難な課題を完遂するために自らの動機づけを調整し、変化させようとする方略（以下動機づけ調整方略）、行動の側面とは、学習に関する自分自身の外在的行動を計画することで意図的に調整し、変化させようとする方略（以下行動調整方略）、感情の側面とは、恐怖や不安といったネガティブな感情に対処するための様々なコーピングストラテジーを使うことで感情や情動を調整しようとする方略（以下感情調整方略）、さらに環境の調整とは目標を達成するために学習環境や友人（peer）との付き合い方を調整し、変化させようとする方略（以下環境調整方略）である。

このように Pintrich（2004）によって、SRLS は認知・動機づけ・行動・感情・環境の側面から整理されているものの、既存の尺度には諸側面が混在しており（Brunstein & Glaser, 2011; Pintrich et al., 1993; Schwinger et al., 2009; Wolters, 1998）、SRLS が適切に測定されていない。このような問題を解決するためには、Pintrich（2004）に基づき、SRLS を整理した上で諸側面を網羅的に測定する尺度を開発する必要がある。そうすることで、SRLS の獲得をサポートするための視点が詳細になるだけでなく、SRLS について複数の視点から媒介モデルを検証することが可能となる。とりわけ、「環境調整方略」が大学や授業によって、用いられる機会が限定される特殊な方略であることを考慮すると（Pintrich, 2004）、まずは環境以外の認知・動機づけ・行動・感情の4側面に着目する必要があると考えられる。

以上から、本研究では大学生を対象とした認知・動機づけ・行動・感情の4側面から捉えることのできる SRLS 尺度を作成し、SRLS が主体的な学修態度に正の影響を及ぼすかどうかを確認することを目的とする。まず研究 4-1 では、SRLS 尺度を作成し、信頼性及び妥当性の検討を行う。次に研究 4-2 では、SRLS が主体的な学修態度に及ぼす影響を確認する。

研究 4-1

6.2 目的

研究 4-1 では SRLS 尺度の開発を目的とする。まず、これまでの SRLS 尺度を参考とし、SRLS の認知・動機づけ・行動・感情の4側面に即した項目を収集する。そして、質問紙調査に基づき、SRLS の因子構造及び諸変数との関連から基準関連妥当性の検討を行う。基準関連妥当性の検討の変数として、認知的方略・情動焦点型コーピングを用いる。SRLS

は、イメージや既知の知識を加えることで学習内容を記憶しやすい形に変換して認知構造に関係づける精緻化、学習した内容を相互に関連づけ、総合性を持つように理解する体制化などの認知的方略を基礎的な方略とするため (Pintrich, 2004)、認知的方略と正の相関を示すと考えられる。そして、SRLS には、学習プロセスにおいて生じたストレスを調整する力も含まれる (Pintrich, 2004)。そのため、SRLS は、ストレスが生じた時、感情の調整をしようとする情動焦点型コーピング (尾関, 1993) と正の関連を示すことが予測される。とりわけ、「感情調整方略」は、不安な状況で生じた自らの不快感情を「心配しなくても大丈夫」と自ら言い聞かせる独り言 (self-talk) によって抑える方略であることから (Pintrich, 2004; Warr & Downing, 2000)、情動焦点型コーピングと特に強く正の関連を示すと考えられる。

6.3 方法

調査協力者及び手続き

京都府内・兵庫県内の 18~25 歳の大学生 234 名 (男性 84 名, 女性 150 名, 平均年齢 19.58 歳, 標準偏差 1.03 歳) を対象として, 2011 年 1 月に, 以下の尺度・項目群からなる無記名の自己記入式の質問紙を大学の講義中に配布して一斉に実施した。実施に当たっては「この調査の回答内容はすべて集団データとして扱い, 個人の情報や回答内容が特定されたり, 外部に漏れたりすることは一切ありません。」と教示して倫理的な配慮を行った。

使用尺度

(1) 自己調整学習方略 (SRLS) 尺度構成のための項目候補

Pintrich (2004) によると, 「認知調整方略」は Pintrich et al. (1991) による Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ) のメタ認知と批判的思考力が相当し, 測定可能であるとされている。そこでこれらの下位尺度の一部を翻訳して使用した (計 12 項目)。SRLS に関する既存の尺度 (MSLQ) には「動機づけ調整方略」に相当するものは無いとされているが (Pintrich, 2004), 類似のものとして「努力調整」がある。MSLQ において「努力調整」は認知・動機づけ・行動・感情・環境の中で行動のカテゴリーに分類されるものの, 動機づけを調整し, 変化させるには努力が必要となること (Warr & Downing, 2000), さらに Warr & Downing (2000) は努力調整を動機づけ調整方略と解釈していることから, 「努力調整」が動機づけ調整方略の測定に適していると考えられた。ただし「努力調整」

は内的一貫性がやや低い (Credé & Phillips, 2011) という問題がある。そこで「努力調整」の項目を翻訳して用いることに加えて、上記の定義に基づいて著者が独自に作成した項目を合わせて使用した (計 10 項目)。「行動調整方略」を測定するためには、外在的な行動を意図的に調整する時間管理 (time management) が重要な指標となる (Pintrich, 2004)。MSLQ には「時間と学習環境」を測定する下位尺度があり、ここでの環境は学習空間など特定の場所が含まれる (Pintrich et al., 1991)。しかしながら、そもそも学習環境は環境のカテゴリに含められるべきこと (Pintrich, 2004)、また学習環境は所属する大学によって異なる可能性を考慮し、時間管理に焦点を当て、上記の定義に照らして、MSLQ を参考とし著者が 10 項目を独自に作成した。「感情調整方略」は、Pintrich (2004) の「ネガティブな感情に対処するため、様々なコーピングストラテジーを使うことで感情や情動を調整しようとする方略」という記述が、Warr & Downing (2000) の学習方略尺度における情動方略の定義及び測定尺度 (5 項目) と対応していたことから、それらを翻訳して使用した。以上の 37 項目が、SRLS 尺度の構成のための項目群である。項目の内容については、心理学を専門とする大学教員 1 名及び心理学を専攻とする大学院生 2 名が検討を行い、内容的妥当性を十分に確認した。教示は「以下の項目は普段のあなたとどの程度あてはまりますか。授業や状況によって異なると思われますが、一般的にこの程度という感覚でお答えください。」とした。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

(2) 認知的方略

認知的方略を測定するためには、学習方略使用尺度 (佐藤・新井, 1998) における認知方略と作業方略を用いた。認知方略は精緻化方略、作業方略は体制化に相当することがそれぞれ指摘されていたことから (佐藤・新井, 1998)、認知的方略の指標として適していると考えられた。ただし、この尺度は、小・中学生を対象として作成されており、勉強という言葉が大学生には適切でないと考えられたため、すべての項目における勉強を学習に変更した。作業方略は、“学習していて大切なところは、しるしをつけておいて後で見なおす”などの 6 項目からなる。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

(3) 情動焦点型コーピング尺度

ストレスに対する情動焦点型コーピングを測定するために、尾関 (1993) による情動焦点型コーピング尺度を用いた。この尺度はストレス状況下における情動対処コーピングを測定する尺度であり、“自分で自分を励ます”などの 3 項目からなる。教示は、「あなたはストレスを感じた時、以下のような行動をどの程度とりますか。最も当てはまる数字に○を

つけてください。」であった。「あてはまらない」から「あてはまる」の 5 件法で評定を求めた。

6.4 結果

(1) 探索的因子分析による SRLS 尺度の因子構造の検討

SRLS 尺度を構成するための 37 個の項目候補について最尤法による探索的因子分析を行った。因子構造を検討したところ、スクリープロットと因子の解釈可能性から 4 因子解を採用した。そして、その結果残った項目群に対して、再度、最尤法による探索的因子分析を行い、プロマックス回転を施した。そして、①因子負荷量の絶対値が.40 以上で、②複数の因子にまたがって.40 以上の負荷を持たないという 2 つの基準を設け、それに合致しない項目を削除した。その後最終的に残った 23 項目に対して行った探索的因子分析（最尤法、Promax 回転）の結果、因子間相関、各項目の平均値と標準偏差を Table 6-1 に示した。4 因子の累積寄与率は 53.98%であった。

第 1 因子は「興味がない授業でも、やる気をもって受ける」といった、動機づけ調整の項目に高い因子負荷量の認められる「動機づけ調整方略」、第 2 因子は「授業中に、これまで理解してきた内容を確認する」といった認知調整に関する項目に高い因子負荷量の認められる「認知調整方略」、第 3 因子は「学習する時、学習時間を決めて取り組む」といった時間を調整する項目に高い因子負荷量の認められる「行動調整方略」、第 4 因子は「事態の悪化を考えすぎないようにする」といった感情を調整する項目に高い因子負荷量が認められる「感情調整方略」とそれぞれ解釈した。また、信頼性について、尺度の内的整合性を表す Cronbach の α 係数を下位尺度ごとに算出した。「動機づけ調整方略」 α 係数は.84、「認知調整方略」は.83、「行動調整方略」は.78、「感情調整方略」は.74 であった。SRLS の下位次元は 4~8 項目からなり、それほど多くの項目数ではないにも関わらず十分な値を示したことから、SRLS 尺度の内的一貫性の観点からの信頼性が確認された。

Table 6-1SRLS尺度の探索的因子分析結果

項目	F1	F2	F3	F4	平均値(SD)
【動機づけ調整方略($\alpha=.84$)】					
授業中に退屈した時、頑張って集中する	.72	.07	-.08	-.04	2.60(1.07)
授業の内容に興味が無くても、内容を理解するように努力する	.71	.08	-.08	.03	2.46(0.99)
授業で与えられた課題に興味が無くなった時、集中するよう努力する	.68	-.05	.13	-.05	2.56(1.08)
授業中に思考がぼんやりした始めた時、集中するよう努力する	.63	-.05	.15	.09	3.08(1.13)
興味が無い授業でも、やる気を持って受ける	.62	-.07	.06	-.06	2.72(1.10)
授業の内容に興味がなくなってきた時、自分を奮い立たせて話を聞く	.59	.24	-.13	.10	2.87(1.09)
【認知調整方略($\alpha=.83$)】					
授業中に、これまで理解してきた内容を確認する	.11	.75	-.11	-.04	2.92(1.05)
授業で新しい内容を学ぶ前に、事前にその内容について大まかな理解をしておく	-.27	.74	.14	.02	3.10(1.08)
授業を受ける前に、これから学ぶ内容を考える	.06	.64	-.09	-.03	3.15(1.12)
授業中に内容を十分に理解できなかった時、後で理解しなおす	.09	.57	-.01	-.06	3.09(1.09)
授業を受ける前に、以前の内容を覚えているかどうか確かめる	-.16	.48	.30	.14	2.60(1.08)
授業で理解すべき内容を考える	.10	.48	-.01	.08	2.35(1.02)
授業で与えられた課題によって取り組み方を考え直す	.26	.45	.13	-.06	2.44(1.11)
授業の内容に合わせて、学習方法を考えなおす	.19	.41	-.01	-.01	2.92(1.11)
【行動調整方略($\alpha=.78$)】					
学習する時、学習時間を決めて取り組む	.08	-.15	.85	.02	2.64(1.20)
自分のできる範囲を計画して学習する	.13	-.04	.78	-.08	2.69(1.23)
試験の前には計画を立てて学習する	-.04	.19	.52	-.05	3.26(1.25)
一週間の学習の予定を立てて行動する	-.05	.02	.51	.10	2.20(1.20)
時間を決めて学習課題に取り組む	-.05	.31	.40	-.07	3.29(1.07)
【感情調整方略($\alpha=.74$)】					
自分が考えていたより物事が悪くなりそうでも、心配しすぎないようにする	-.01	.04	-.03	.73	2.81(1.14)
物事がうまくいかなかった時、心配しなくていいと自分自身に言う	-.10	.04	.04	.65	2.72(1.17)
事態の悪化を考えすぎないようにする	-.01	-.03	-.08	.63	2.90(1.17)
物事がうまくいかどうか不安に感じた時、大丈夫だと自分自身に言う	.20	-.10	.10	.57	3.06(1.20)
累積寄与率53.98%	1	2	3	4	
因子間相関（上部） 下位尺度間相関（下部）	1	—	.45	.29	.21 16.39(4.84)
	2	.45**	—	.45	.13 22.57(5.83)
	3	.30**	.46**	—	.18 14.08(4.36)
	4	.20**	.13	.14*	— 11.45(3.52)

* $p < .05$, ** $p < .01$

(2) SRLS 尺度と認知的方略・情動焦点型コーピングとの関連

まず認知的方略、情動焦点型コーピングの α 係数を算出したところ、それぞれの尺度において.70以上の値が得られたことから、使用尺度の内的整合性に問題はないと判断した。次に SRLS 尺度の基準関連妥当性の検討を行うため、認知的方略（認知的方略・作業方略）・情動焦点型コーピングとの相関係数を算出した（Table 6-2）。この結果、「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、「行動調整方略」は全ての変数と有意な正の相関関係を示し、予測通りの結果であった。これに対して、「感情調整方略」は、情動焦点型コーピングのみと有意な正の相関関係を示したものの、それ以外の変数との関連は見られなかった。「感情調整方略」は、自分が不安を感じたときに気持ちを落ち着かせる方略であるため、テスト

場面や学習に対する不安が高まっている状況において特異的に機能するかもしれない。そのため、認知方略、作業方略と関連がみられなかった可能性がある。

Table 6-2 SRLS尺度と各尺度との相関結果 (N=248)

	認知的方略		情動焦点型コーピング
	認知方略	作業方略	
認知調整方略	.49 **	.46 **	.16 *
動機づけ調整方略	.31 **	.31 **	.23 **
行動調整方略	.34 **	.40 **	.27 **
感情調整方略	.06	.05	.40 **

* $p < .05$, ** $p < .01$

研究 4-2

6.5 目的

研究 4-1 では SRLS の認知・動機づけ・行動・感情の 4 側面を測定可能な尺度が作成され、その信頼性及び妥当性が確認された。この結果を踏まえ、研究 4-2 では、作成した SRLS 尺度が主体的な学修態度の形成を促すのかどうか確認することを目的とする。具体的には SRLS を独立変数、主体的な学修態度を従属変数とした重回帰分析を行う。重回帰分析を用いることで、SRLS の下位尺度間の影響を統制した上で、SRLS の下位尺度がそれぞれ主体的な学修態度に及ぼす影響を正確に検討することが可能である。研究 4-1 の結果を踏まえ、本研究では、SRLS の下位尺度、とりわけ認知・動機づけ・行動の側面は、主体的な学修態度に正の影響を及ぼすことを仮説とする。

6.6 方法

調査協力者及び手続き

京都府・東京都内の 18～25 歳の大学生 18～25 歳の大学生 437 名（男性 221 名、女性 212 名、性別不明 4 名、平均年齢 18.38 歳、標準偏差 0.82 歳）を対象として、2013 年 4 月に、以下の各尺度からなる無記名の個人記入形式の質問紙を大学の講義中に配布し、一斉に実施した。実施に当たっては「この調査の回答内容はすべて集団データとして扱い、個人の

情報や回答内容が特定されたり，外部に漏れたりすることは一切ありません。」と教示して倫理的な配慮を行った。

使用尺度

(1) 自己調整学習方略尺度（SRLS 尺度）

自己調整学習方略の測定のために，研究 4-1 で作成した自己調整学習方略尺度（SRLS 尺度）を用いた。この尺度は，「認知調整方略」（“授業中に，これまで理解してきた内容を確認する”など 8 項目），「動機づけ調整方略」（“授業中に退屈した時，頑張って集中する”など 6 項目），「行動調整方略」（“学習する時，学習時間を決めて取り組む”など 5 項目），「感情調整方略」（“自分が考えていたより物事が悪くなりそうでも，心配しすぎないようにする”など 4 項目）の合計 23 項目から構成される。教示は「以下の項目は普段のあなたとどの程度あてはまりますか。授業や状況によって異なると思われますが，一般的にこの程度という感覚でお答えください。」とした。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

(2) 主体的な学修態度尺度

大学生の主体的な学修態度を測定するために，研究 1 で作成した主体的な学修態度尺度を用いた。この尺度は，“課されたレポートや課題を少しでもよいものに仕上げようと努力する”など，大学の授業に対する主体的な学修態度を表す 9 項目から構成される。教示は「以下の項目は普段のあなたとどの程度あてはまりますか。授業や状況によって異なると思われますが，一般的にこの程度という感覚でお答えください。」とした。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

6.7 結果

(1) SRLS と主体的な学修態度の相関関係及び記述統計， α 係数

まず使用尺度の内的一貫性を確認するために α 係数を算出したところ，.70~.80 前後の値が得られたため，使用尺度の内的整合性に問題がないと判断した。次に SRLS と主体的な学修態度の関連を検討するために，相関係数を算出した（Table 6-3）。「認知調整方略」，「動機づけ調整方略」，「行動調整方略」は主体的な学修態度と弱い～中程度の有意な正の相関関係を示した（.26~.48: $p < .01$ ）。それに対して「感情調整方略」と主体的な学修態度との間には関連がみられなかった。

Table 6-3 SRLS, 主体的な学修態度の相関係数と記述統計, α 係数 ($N=434-437$)

	2	3	4	5	平均値 (SD)	α 係数
1認知調整方略	.40**	.47**	.13**	.45**	25.57(5.26)	.79
2動機づけ調整方略	—	.26**	.15**	.48**	18.06(4.82)	.84
3行動調整方略		—	.07	.26**	13.85(4.38)	.79
4感情調整方略			—	.05	11.39(4.13)	.81
5主体的な学修態度				—	29.68(5.72)	.80

** $p < .01$

(2) SRLS が主体的な学修態度に及ぼす影響の検討

SRLS が主体的な学修態度に及ぼす影響を検討するため, SRLS の各下位尺度を独立変数, 主体的な学修態度を従属変数とする重回帰分析を行った (強制投入法)。結果を Table 6-4 に示す。「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」は主体的な学修態度に対して中程度の正の影響を及ぼしていたが (.30, .36: $p < .01$), 「行動調整方略」, 「感情調整方略」については関連がみられなかった。

Table 6-4 重回帰分析結果 (強制投入法)

予測変数: 主体的な学修態度	標準偏回帰係数(β)
認知調整方略	.30**
動機づけ調整方略	.36**
行動調整方略	.03
情動調整	-.05
R^2	.30

** $p < .01$

6.8 考察

本研究の目的は, 認知・動機づけ・行動・感情からなる SRLS 尺度を開発し, その信頼性及び妥当性の検討を行った後, SRLS が主体的な学修態度に及ぼす影響を確認することを通して, SRLS が主体的な学修態度を促進する心理的要因となりうるかどうかを明らかにすることであった。そのために, 研究 4-1 では大学生 234 名を対象に質問紙調査を行い,

SRLS 尺度の因子構造及び諸変数との相関関係を確認した。因子分析の結果、SRLS 尺度は認知・動機づけ・行動・感情の 4 側面からなることが確認され、また諸変数との相関関係を検討した結果、概ね仮説通りの結果が得られた。さらに研究 4-2 では大学生 437 名を対象とした質問紙調査を行い、SRLS が主体的な学修態度に及ぼす影響について検討した。SRLS の各下位尺度を独立変数、主体的な学修態度を従属変数とした重回帰分析の結果（強制投入法）、SRLS の「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」が主体的な学修態度に正の影響を及ぼしていることが明らかになった。

以上の結果から考えられる本研究の意義は以下の 2 点である。1 点目は、Pintrich (2004) に基づき、SRLS の認知・動機づけ・行動・感情の側面を捉える SRLS 尺度を作成することを通して、その獲得をサポートする視点を詳細にしたことである。これまで SRLS が適切に測定されてこなかったことは先述の通りである (Dinsmore et al., 2008)。それに対して本研究では、Pintrich (2004) の定義に則して SRLS の特徴を明確にした上で尺度を開発し、SRLS の獲得をサポートする視点を詳細にしている。具体的に、SRLS の定義及び尺度項目の内容から判断すると、「認知調整方略」と「動機づけ調整方略」は授業場面に、「行動調整方略」は授業外場面に、「感情調整方略」はストレス場面において有効と考えられる。このように、認知・動機づけ・行動・感情の側面を捉える SRLS 尺度の開発を通して、その獲得をサポートする視点を詳細にしたことが本研究の意義と言える。

2 点目は、SRLS と主体的な学修態度との関連を実証的に示したことである。これまで SRLS と適応的な学習態度や GPA との関連は検討され、SRLS とそれぞれの変数と間に正の関連がみられることは先行研究によって示されてきた (Corkin et al., 2011; Howell & Watson, 2007; Klassen et al., 2008; Wolters, 1998)。しかしながら、これらの研究で用いられていた SRLS の尺度は十分に整理されておらず (Dinsmore et al., 2008)、測定されている SRLS に認知・動機づけ・行動・感情の側面が混在しているという問題点があった。それに対して本研究では、SRLS の概念を明確に整理した上で、主体的な学修態度への影響を検討し、SRLS のどの側面が主体的な学修態度に正の影響を及ぼすのか、逆にどの側面が影響を及ぼさないのか、という点を明らかにしている。具体的に、「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」が主体的な学修態度に正の影響を及ぼし、「行動調整方略」、「感情調整方略」は主体的な学修態度と関連がみられない結果を示している。したがって、大学生の主体的な学修態度の形成をサポートする上では、特に SRLS の認知・動機づけの側面に着目することが有用であると考えられる。このように、SRLS を精緻に捉え、主体的な学修

態度との関連を実証的に検討することを通して、**SRLS** が主体的な学修態度の形成を促す心理的要因となる可能性を示したことが本研究の意義であると考えられる。

ただし、本研究では **SRLS** と主体的な学修態度との関連を検討するに留まっており、内発的動機づけとの関係、さらには内発的動機づけの影響を考慮した上で **SRLS** が主体的な学修態度に及ぼす影響については十分に検討されていない。次章では、内発的動機づけの影響を考慮した上で **SRLS** が主体的な学習態度にどのような影響を及ぼすのかを明らかにする。

第7章 研究5：内発的動機づけが SRLS を媒介して主体的な学修態度の及ぼす影響

7.1 問題と目的

研究4では SRLS を測定する尺度が開発され、SRLS の中でも「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」が主体的な学修態度に正の影響を及ぼすことが明らかになった。この結果は、大学生に SRLS を獲得させることが主体的な学修態度の形成に寄与する可能性を示唆していると言える。本研究では研究2, 4 から得られた知見を踏まえ、内発的動機づけが SRLS を媒介して主体的な学修態度に及ぼす影響を確認する。

内発的動機づけ、SRLS は、それぞれ能動的・適応的な学習態度や GPA に正の影響を及ぼすことが指摘されてきた (Baker, 2003; Cokley, 2003; Corkin et al., 2011; Howell & Watson, 2007; Klassen et al., 2008; Ratelle et al., 2007; Ryan & Connell, 1989; Phillips et al., 2003; Turban et al., 2007; Vallerand & Bissonnette, 1992; Wolters, 1998)。また内発的動機づけは SRLS と正の関連を示し (伊藤・神藤, 2003), SRLS に先行する要因であることが指摘されてきた (Wigfield & Cambria, 2010; Zimmerman, 2008)。さらに、SRLS は、内発的動機づけよりも可変性が高く、大学教員が授業で介入方策を検討するために着目する視点として特に有用であることから (村山, 2003; 岡田, 2007; Pintrich, 2004), 内発的動機づけよりも媒介変数として適している (伊藤・神藤, 2003)。これらの知見は、内発的動機づけが SRLS を媒介し、主体的な学修態度に正の影響を及ぼす可能性を示唆するものである。

内発的動機づけが SRLS を媒介し、主体的な学修態度に間接的に影響を及ぼすことを実証的に検討することは、内発的動機づけと主体的な学修態度の擬似的な関連を回避し、両者の関係をより精緻に明らかにするとともに、主体的な学修態度の形成に関するプロセスの一端を実証的に明らかにすることとなる。さらに、大学生に主体的な学修態度を獲得させるサポートの方策を、内発的動機づけ、SRLS に沿って検討することが可能となる。以上から本研究では、内発的動機づけと主体的な学修態度を媒介する変数として SRLS を仮定し (Figure 7-1), その間接効果の検証を通して、大学生が主体的な学修態度を獲得する上での内発的動機づけ、SRLS の果たす役割を明らかにすることを目的とする。

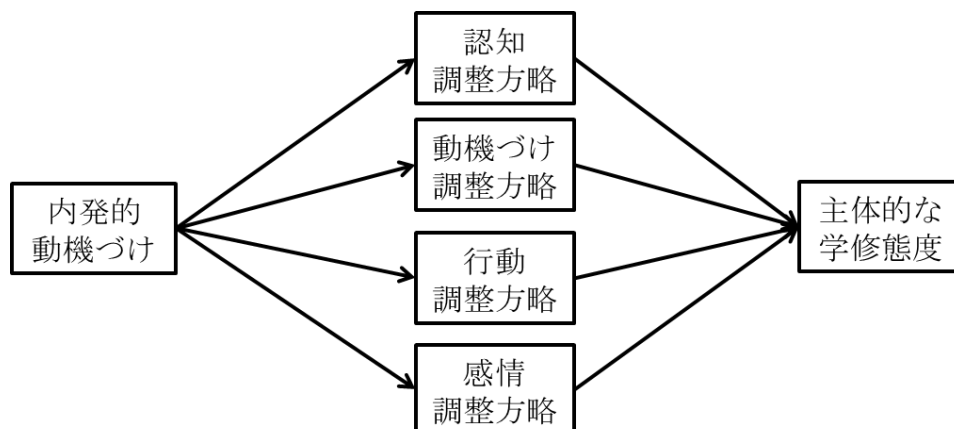


Figure7-1 本研究における仮説モデル

7.2 方法

調査協力者及び手続き

京都府・東京都の18～25歳の大学生18～25歳の大学生265名（男性120名，女性145名，平均年齢18.40，標準偏差2.03歳）を対象として，2013年7月に，以下の各尺度からなる無記名の個人記入形式の質問紙を大学の講義中に配布し，一斉に実施した。実施に当たっては「この調査の回答内容はすべて集団データとして扱い，個人の情報や回答内容が特定されたり，外部に漏れたりすることは一切ありません。」と教示して倫理的な配慮を行った。

使用尺度

(1) 内発的動機づけ尺度

内発的動機づけを測定するために，研究2で作成した学習動機づけ尺度の下位尺度である「内発的動機づけ」を用いた。この尺度は「あなたはなぜ学習をしますか」と学習の理由を尋ねる尺度であり，「興味があるから」など6項目からなる。“あてはまらない”から“あてはまる”の5件法で評定を求めた。

(2) 自己調整学習方略尺度（SRLS 尺度）

自己調整学習方略の測定のために，研究4で作成した自己調整学習方略尺度（SRLS 尺度）を用いた。この尺度は，「認知調整方略」（“授業中に，これまで理解してきた内容を確認する”など8項目），「動機づけ調整方略」（“授業中に退屈した時，頑張って集中する”

など 6 項目), 「行動調整方略」(“学習する時, 学習時間を決めて取り組む”など 5 項目), 「感情調整方略」(“自分が考えていたより物事が悪くなりそうでも, 心配しすぎないようにする”など 4 項目) の合計 23 項目から構成される。

教示は「以下の項目は普段のあなたとどの程度あてはまりますか。授業や状況によって異なると思われますが, 一般的にこの程度という感覚でお答えください。」とした。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

(3) 主体的な学修態度尺度

大学生の主体的な学修態度を測定するために, 研究 1 で作成した主体的な学修態度尺度を用いた。この尺度は, “課されたレポートや課題を少しでもよいものに仕上げようと努力する”など, 大学の授業に対する主体的な学修態度を表す 9 項目から構成される。教示は「以下の項目は普段のあなたとどの程度あてはまりますか。授業や状況によって異なると思われますが, 一般的にこの程度という感覚でお答えください。」とした。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

7.3 結果

(1) SRLS と主体的な学修態度の相関関係及び記述統計, α 係数

各尺度の記述統計, α 係数及び相関係数を算出した (Table 7-1)。 α 係数は全ての尺度において .70 以上であったことから各尺度の内的一貫性に問題がないと判断した。次に各尺度間の相関係数を算出した (Table 7-1)。媒介分析では独立変数, 媒介変数, 従属変数がそれぞれ関連していることが前提条件となる (Lacobucci, 2008)。各尺度の相関係数を確認したところ, 独立変数である内発的動機づけと従属変数である主体的な学修態度, 「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」, 「行動調整方略」との間に正の相関関係が確認されたことから ($r=.28\sim.51$; $p<.01$), 媒介分析の条件が整った。「感情調整方略」は内発的動機づけ, 主体的な学修態度との間に相関関係がみられなかった。しかし, SRLS の下位尺度間において正の関連がみられたことにより, それらの関連が従属変数に影響を与える可能性があることを考慮し, 今回は感情調整方略を含め, 媒介分析を行うこととした。

Table 7-1 各尺度の相関関係及び平均値(SD), α 係数 (N=259-265)

	2	3	4	5	6	平均値(SD)	α 係数
1内発的動機づけ	.43 **	.37 **	.28 **	.08	.39 **	21.40(5.11)	.91
2認知調整方略	-	.55 **	.61 **	.21 **	.48 **	24.64(5.27)	.82
3動機づけ調整方略		-	.54 **	.17 **	.51 **	17.07(4.88)	.89
4行動調整方略			-	.17 **	.35 **	14.13(4.38)	.83
5感情調整方略				-	-.06	12.23(3.76)	.84
6主体的な学修態度					-	27.59(4.86)	.72

** $p < .01$

(2) 内発的動機づけが SRLS を媒介して主体的な学修態度に及ぼす影響の検討

SRLS の 4 つの下位次元ごとの間接効果 (specific indirect effect) について評価を行うため、ブートストラップ法を用いて 95%信頼区間 (CI) を計算した。ブートストラップ法は比較的小さいサンプルにおける変数の非正規性の問題を回避する上で有効な手法であり (Baron & Kenny, 1986), 近年数多くの研究によってその有効性が実証され、用いられている (Williams & Mackinnon, 2008)。今回は, Preacher & Hayes (2008) による SPSS のマクロを用いて SRLS の個別の媒介効果を検討した (Figure 7-2, Table 7-2)。

Figure 7-2 より, 内発的動機づけから主体的な学修態度への直接効果は.39 ($p < .01$) であったが, 媒介変数として SRLS の 4 つの下位尺度を組み込むと, 直接効果は.17 ($p < .05$) へと減衰した。Table 5-2 から全体的な間接効果は.22 (95%CI: .15-.33) で有意であり, これは SRLS の 4 つの下位尺度は内発的動機づけと主体的な学修態度との関連を部分的に媒介していることを示唆する。間接効果の値は 95%信頼区間が 0 をまたがなければ有意, そうでなければ有意ではないと判断される (Lacobucci, 2008)。Figure 7-2 より 4 つの下位尺度ごとの間接効果は, 「認知調整方略」が.11 (95%CI: .05-.19), 「動機づけ調整方略」が.13 (95%CI: .06-.21) でそれぞれ有意であった。一方で, 「行動調整方略」と「感情調整方略」に関してはそれぞれ単独の間接効果は有意ではなかった。これらの結果から, SRLS の下位次元の中でもとりわけ「認知調整方略」と「動機づけ調整方略」の 2 つの方略が主体的な学修態度に間接的な影響を及ぼしていることが明らかになった。

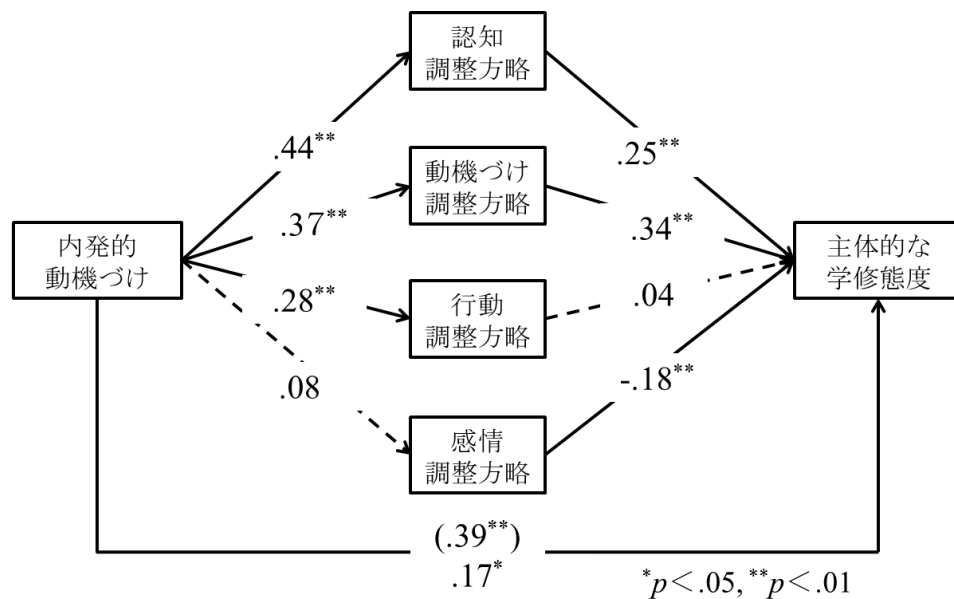


Figure7-2 内発的動機づけがSRLSを媒介して主体的な学修態度に与える影響（N=259）

Table 7-2 間接効果に関するブートストラップの結果

	間接効果	SE	p	95%信頼区間	
				下限	上限
全体	.22	.04	.00	.15	.33
認知調整方略	.11	.04	.00	.05	.19
動機づけ調整方略	.12	.04	.00	.06	.21
行動調整方略	.00	.02	.85	-.04	.24
感情調整方略	-.01	.02	.25	-.03	.01

7.4 考察

本研究の目的は、内発的動機づけが SRLS を媒介して、主体的な学修態度に及ぼす影響を実証的に検討することを通して、大学生に主体的な学修態度を効果的に獲得させるためのサポートの方策を検討する上で、内発的動機づけ、SRLS の果たす役割を明らかにすることであった。そのために、大学 1 年生 265 名に対して質問紙調査を行った。まず、媒介分析の前提を確認するため内発的動機づけ、SRLS、主体的な学修態度の相関係数を算出した。その結果、内発的動機づけ、SRLS の「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、「行動調整方略」の間に正の相関関係がみられたことから、媒介分析の前提が確認された。次に、内発的動機づけを独立変数、SRLS を媒介変数、主体的な学修態度を従属変数とする媒介

分析を行った。ブートストラップ法を用いた間接効果を検証した結果、SRLS の「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」の間接効果が有意であった。以上の結果から、内発的動機づけは「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」を媒介して主体的な学修態度に正の影響を及ぼすことが確認された。

これらの結果から考えられる本研究の意義は以下の2点である。まず、内発的動機づけ、SRLS、主体的な学修態度の関係を精緻に明らかにしたことである。研究2では内発的動機づけが主体的な学修態度に正の影響を及ぼすことを明らかにした。それに対して、本研究ではSRLSを媒介変数として組み込み、内発的動機づけ、主体的な学修態度の関係を精緻に明らかにしている。このように、内発的動機づけと主体的な学修態度の疑似的な関連を回避し、3変数間の精緻な関係を明らかにしたことが、本研究の意義であると言える。

2点目は、主体的な学修態度に対する内発的動機づけ、SRLSの影響を一連のプロセスとして位置付け、学習者の特性に基づきそれぞれの変数に即した主体的な学修態度のサポートの視点を提言したことである。研究2、4において、主体的な学修態度と内発的動機づけ、SRLSの関係は個別に検討されるに留まっていたため、内発的動機づけ、SRLSのサポートの視点もまた、個別に議論されるに留まっていた。それに対して本研究では、3変数を同時に扱い、一連のプロセスに位置づけることで、内発的動機づけが高まりにくい大学生に対してはSRLSの獲得を、SRLSの獲得が困難である大学生に対しては内発的動機づけを高めるようなサポート方策が有効である可能性を、すなわち大学生の特性に合わせて主体的な学修態度のサポートの視点を変えることが重要である可能性を提示したと考えられる。これは、学習者の特性に即して内発的動機づけ、SRLSをサポートする視点を提供したと言えるだろう。

「認知調整方略」と「動機づけ調整方略」が仮説通りの結果を示した一方で、「行動調整方略」と「感情調整方略」については仮説を支持するのに十分な結果は得られなかった。

「行動調整方略（時間管理方略）」は、能動的な学習態度と正の相関関係を示す一方で（Vansteenkiste, Smeets, Soenens, Lens, Matos, & Deci, 2010）、重回帰分析によって他の学習方略との関連を考慮して、能動的な学習態度に対する影響について検討を行うと、その両者に有意な関連性はみられないという先行研究もある（Birenbaum, 1997）。この結果は、「行動調整方略」が「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」と並列関係にあるのではなく、それぞれを媒介変数とする独立変数となる可能性を示唆しているのかもしれない。今後、交差遅延効果モデルなどを用いて、SRLS尺度の下位次元の関係を明らかにする必要がある

と考えられる。

「感情調整方略」は、学習に対する不安と負の関連を示し、能動的な学習態度とは弱い負の相関関係を示すことが報告されている (Warr & Downing, 2000)。「感情調整方略」のように独り言によって感情を調整する方略の使用頻度が高いことは、学習者の特性的な不安の高さを表すのかもしれない。学習者の不安が調整変数となって、「感情調整方略」と主体的な学修態度の間に影響を与えている可能性があるため、「感情調整方略」と主体的な学修態度の関係を検討する際には、学習に対する不安による交互作用についても考慮する必要があるかもしれない。加えて、測定方法の問題も考えられる。本研究では、先行研究に基づき (Pintrich et al., 1991 など)、SRLS を測定する際、調査対象者に学習場面を想定するように求める記述を教示文に記載しなかった。そのことが影響して、調査対象者は「感情調整方略」を学習方略ではなく、一般的なストレス対処方略として認知し、回答した可能性がある。今後は学習場面を想定して回答を求める記述を教示文に加筆した上で、「感情調整方略」と主体的な学修態度との間に関連がみられるかどうか、確認する必要がある。

第 8 章 研究 6：アイデンティティが内発的動機づけ，SRLS を媒介して主体的な学修態度に及ぼす影響

8.1 問題と目的

研究 3 では心理社会的自己同一性が内発的動機づけを媒介して主体的な学修態度に正の影響を及ぼすことを確認した。研究 5 では内発的動機づけが SRLS，とりわけ「認知調整方略」，「動機づけ調整方略」を媒介して，主体的な学修態度に正の影響を及ぼすことを確認した。これらの結果から，主体的な学修態度の形成に関する一連のプロセスを仮定することができる。それは，心理社会的自己同一性が内発的動機づけを高め，内発的動機づけが「認知調整方略」，「動機づけ調整方略」を促し，「認知調整方略」，「動機づけ調整方略」が主体的な学修態度の形成を促すプロセスである（Figure 8-1）。研究 3，5 ではあくまで 3 変数の関係を部分的に確認したにすぎないため，全ての変数を一連のプロセスに位置付けるためには，Figure 8-1 に基づいたモデルを実証的に検討する必要がある。そして，Figure 8-1 のモデルが実証的に示されることは，アイデンティティ，内発的動機づけ，SRLS，主体的な学修態度の関係を包括的に示し，全ての心理的要因が主体的な学修態度の形成を促す心理的要因であることを確認できる。本研究では，研究 2～5 までの結果を踏まえ，Figure 8-1 を仮説モデルとし，その実証的検討を行うことを通して，主体的な学修態度の形成モデルの妥当性を確認することを目的とする。なお，SRLS の下位次元である「行動調整方略」，「感情調整方略」に関しては，主体的な学修態度に影響を及ぼさないことが，研究 4，5 によって示されている。そこで，本研究では「認知調整方略」，「動機づけ調整方略」の 2 下位次元を SRLS の指標として用いた。

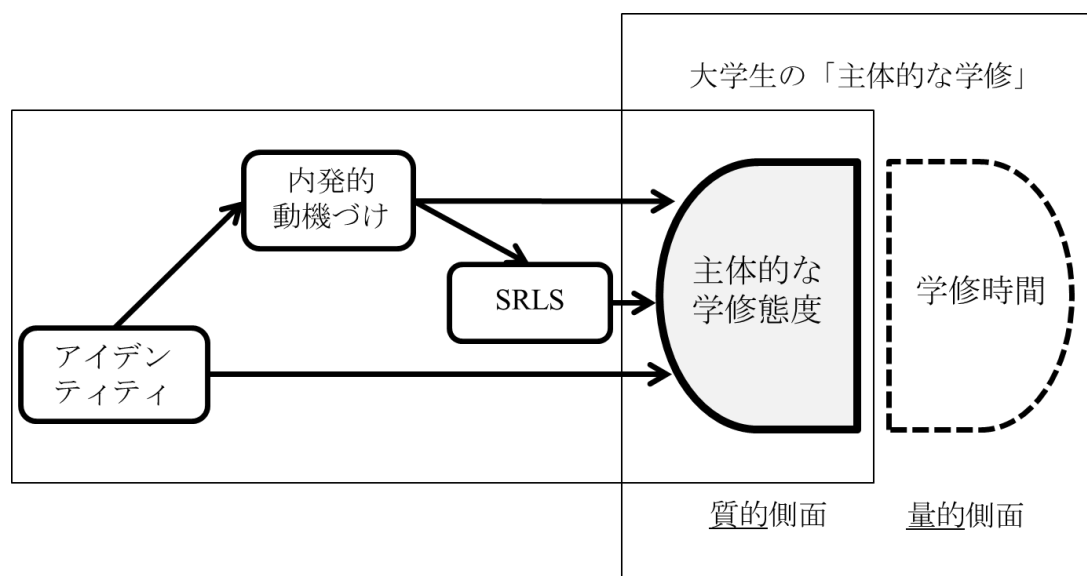


Figure 8-1 本研究の仮説モデル

8.2 方法

調査協力者及び手続き

京都府・東京都の18～25歳の大学生265名（男性120名，女性145名，平均年齢18.40歳，標準偏差2.03歳）を対象として，2013年7月に，以下の各尺度からなる無記名の個人記入形式の質問紙を大学の講義中に配布し，一斉に実施した。実施に当たっては「この調査の回答内容はすべて集団データとして扱い，個人の情報や回答内容が特定されたり，外部に漏れたりすることは一切ありません。」と教示して倫理的な配慮を行った。

使用尺度

(1) アイデンティティ：心理社会的自己同一性

心理社会的自己同一性を測定するために，谷（2001）によるアイデンティティ尺度の「対自的同一性」，「心理社会的同一性」を用いた。「対自的同一性」は“自分の望んでいることがはっきりしている”など将来の自己が明確である感覚，「心理社会的同一性」は“現実の社会の中で，自分らしい生き方ができると思う”といった社会適応感を測定する。各5項目の合計10項目，“全くあてはまらない”から“非常にあてはまる”の7件法で評定を求めた。

(2) 内発的動機づけ

内発的動機づけを測定するために，研究2で作成した学習動機づけ尺度の下位尺度である「内発的動機づけ」を用いた。この尺度は「あなたはなぜ学習をしますか」と学習の理

由を尋ねる尺度であり、「興味があるから」など 6 項目からなる。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

(3) 自己調整学習方略 (SRLS 尺度)

自己調整学習方略の測定のために、研究 4 で作成した自己調整学習方略尺度 (SRLS 尺度) の「認知調整方略」と「動機づけ調整方略」を用いた。「認知調整方略」は“授業中に、これまで理解してきた内容を確認する”など 8 項目、「動機づけ調整方略」は“授業中に退屈した時、頑張って集中する”など 6 項目からなる。教示は「以下の項目は普段のあなたとどの程度あてはまりますか。授業や状況によって異なると思われますが、一般的にこの程度という感覚でお答えください。」とした。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

(4) 主体的な学修態度尺度

大学生の主体的な学修態度を測定するために、研究 1 で作成した主体的な学修態度尺度を用いた。この尺度は、“課されたレポートや課題を少しでもよいものに仕上げようと努力する”など、大学の授業に対する主体的な学修態度を表す 9 項目から構成される。教示は「以下の項目は普段のあなたとどの程度あてはまりますか。授業や状況によって異なると思われますが、一般的にこの程度という感覚でお答えください。」とした。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

8.3 結果

(1) 各尺度の相関関係及び記述統計, α 係数

各尺度の記述統計, α 係数及び相関係数を算出した (Table 8-1)。 α 係数は全ての尺度において .70 以上であったことから各尺度の内的一貫性に問題がないと判断した。また、各尺度の相関係数を確認したところ、心理社会的自己同一性は内発的動機づけ、「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、主体的な学修態度と弱い正の相関関係 (.18~.24: $p<.01$)、内発的動機づけは「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、主体的な学修態度と中程度の正の相関関係 (.37~.43: $p<.01$)、「認知調整方略」は「動機づけ調整方略」、主体的な学修態度と中程度の正の相関関係 (.54, .48: $p<.01$)、「動機づけ調整方略」は主体的な学修態度と中程度の正の相関関係であった (.50: $p<.01$)。これらの結果は、心理社会的自己同一性、内発的動機づけ、「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、主体的な学修態度が正の相関関係

にあることを示しており，仮説モデルを検証する前提が確認されたと言える。

Table8-1 各尺度の相関関係及び平均値(*SD*)， α 係数($N=259-265$)

	2	3	4	5	平均値(<i>SD</i>)	α 係数
1心理社会的自己同一性	.22 **	.20 **	.18 **	.24 **	21.19(4.27)	.82
2内発的動機づけ	—	.43 **	.37 **	.38 **	21.37(5.09)	.91
3認知調整方略		—	.54 **	.48 **	24.63(5.27)	.82
4動機づけ調整方略			—	.50 **	17.04(4.87)	.89
5主体的な学修態度				—	27.56(4.83)	.72

** $p < .01$

(2) 仮説モデルの検証

仮説モデルを実証的に検討するために，構造方程式モデリングを用いた共分散構造分析を行った。心理社会的自己同一性は「対自的同一性」と「心理社会的同一性」から潜在変数を構成した。また，内発的動機づけ，「認知調整方略」，「動機づけ調整方略」，主体的な学修態度の項目については，複数の項目を下位次元にまとめる **Item Parceling** を行い，潜在変数を仮定した（それぞれ 3 パーセル）。仮説モデルを検証するにあたり，まず全ての変数間にパスを仮定したところ，心理社会的自己同一性から「認知調整方略」，「動機づけ調整方略」へのパスが有意でなかった。そのため，それぞれのパスを削除したモデルを最終モデルとした。結果を Figure 8-2 に示す。

データとモデルの適合度指標には CFI と RMSEA を用いた。CFI は 1.00 に近いほど，RMSEA は.00 に近いほどデータとモデルの適合度が高いこと，また CFI の値は.90 以上，RMSEA の値は.00~.08 の間であることが推奨されている（Hancock & Freeman, 2001; Kline, 2006）。本研究の結果は CFI=.95，RMSEA=.05 であり，十分な値を示した。Figure 8-2 からすると，心理社会的自己同一性は，内発的動機づけ，主体的な学修態度に正の影響を及ぼしていた（.30, .24: $p < .01$ ）。内発的動機づけは「認知調整方略」，「動機づけ調整方略」，主体的な学修態度に正の影響を及ぼしていた（.44, .34, .17: $p < .01$ ）。「認知調整方略」，「動機づけ調整方略」は主体的な学修態度に正の影響を及ぼしていた（.28, .48: $p < .01$ ）。

以上の結果は，仮説モデルが妥当である可能性を示しており，心理社会的自己同一性，内発的動機づけ，「認知調整方略」，「動機づけ調整方略」が主体的な学修態度に正の影響を及ぼす一連のプロセスを示すものであると考えられる。

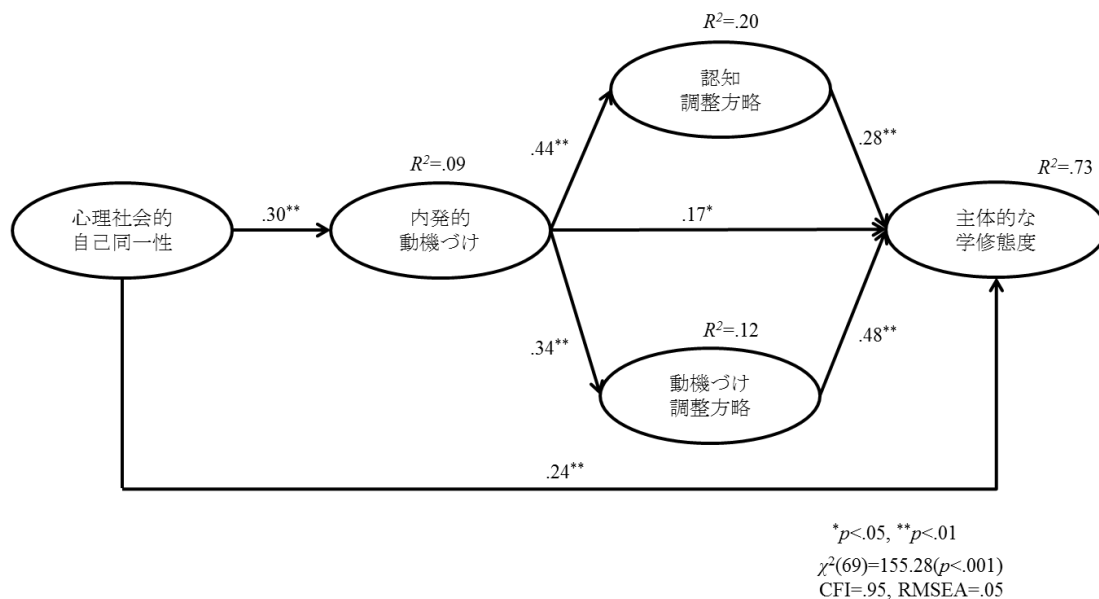


Figure 8-2 主体的な学修態度の形成プロセスの検証結果(N=258)

- (注1) 内発的動機づけ, 主体的な学修態度はItem Parcelingによって項目を合計し, 潜在変数を構成した。
 (注2) 認知調整方略, 動機づけ調整方略の間には共分散を仮定した。
 (注3) 誤差項, 誤差分散は省略した。

8.4 考察

本研究の目的は心理社会的自己同一性, 内発的動機づけ, 「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」を主体的な学修態度に正の影響を及ぼす心理的な要因とみなし, それぞれの変数を一連のプロセスとした仮説モデルを構築し, その実証的検討を行うことを通して, 研究 2~5 を通して検討してきたモデルから想定される主体的な学修態度の形成プロセスを実証的に示すことであった。そのために, 心理社会的自己同一性が内発的動機づけを高め, 内発的動機づけが「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」を促し, 「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」が主体的な学修態度に正の影響を及ぼすモデルを仮説モデルとした。そして, まず変数間の相関係数を確認したところ, 全ての変数間において正の相関関係が確認された。次に共分散構造分析によって仮説モデルの検証を行った。データとモデルとの適合度は CFI=.95, RMSEA=.05 であり, 十分な値を示した。そして, 仮説モデルの通り, 心理社会的自己同一性が内発的動機づけを高め, 内発的動機づけが「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」を促し, 「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」が主体的な学修態度に正の影響を及ぼす結果が得られた。

以上の結果から考えられる本研究の意義は以下の2点である。まず、1点目は研究1～5の全ての変数を一連のプロセスとして位置付け、変数間の関係を実証的に示したことである。研究3では心理社会的自己同一性、内発的動機づけと主体的な学修態度の3つの変数、研究5では内発的動機づけ、SRLS、主体的な学修態度の3つの変数の関係を明らかにしてきた。しかしながら、主体的な学修態度の形成を促すと仮定されている全ての変数（心理社会的自己同一性、内発的動機づけ、SRLS）の関係を考慮した上で、主体的な学修態度への影響を確認したわけではなかった。それに対して、本研究では、心理社会的自己同一性、内発的動機づけ、SRLSの間の関係を考慮した上で、主体的な学修態度への影響を明らかにしており、結果は概ね仮説通りであった。本研究の結果は、変数間の関係を考慮したとしても、それぞれの変数が主体的な学修態度の形成を促すことを示しており、全ての変数がその形成を促す心理的要因となる可能性を示唆している。

2点目は、心理社会的自己同一性とSRLSが関連していないことを実証的に示し、これまで検討してきた心理的変数間の関係を明らかにしたことである。本研究において、心理社会的自己同一性は、内発的動機づけには正の影響を及ぼしていたものの、「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」に対しては影響を及ぼしていなかった。この結果は、自分自身の目指すべき自己や社会的適応感を高めたとしても、SRLSに表されるような学習方略には影響を及ぼさない可能性を示唆する。Eccles (2009) や Wigfield & Wagner (2005) では、アイデンティティはあくまで学習への価値に影響を及ぼすものであることを主張しており、これらの主張はアイデンティティが具体的な学習方法と関連しない可能性を示唆するものである。本研究における共分散構造分析の結果は、Eccles (2009) や Wigfield & Wagner (2005) の見解を支持するものと言える。したがって、心理社会的自己同一性をサポートする方策と、SRLSの獲得をサポートする方策は分けて捉える必要があると考えられる。

以上、研究2から研究6まで、主体的な学修態度の形成を促す心理的要因との実証的検討を行ってきた。そして研究6の結果から、アイデンティティ（心理社会的自己同一性）、内発的動機づけ、SRLS（認知調整方略、動機づけ調整方略）が全ての変数間の関係を考慮したとしても主体的な学修態度の形成を促す心理的要因となる可能性が示された。しかしながら、これらの変数との関連は、横断調査に基づいた個人間の相関関係という限界がある。研究2～6で得られた結果に加えて、縦断調査を行い、個人内の共変関係を明らかにすることは、特定の時期に変数が変化すること、すなわちある変数を高めるサポートを適切に行う時期を明らかにすることになる。そこで、第9章では、心理的変数の中でもSRLS

に着目し、新入生を対象とした縦断調査（４月から７月）から、SRLS の変化と主体的な学修態度の変化との関連を検討する。SRLS に着目した理由は、他の変数と比べて最も可変性が高いとされていること（村山, 2003; 岡田, 2007）、またこの時期は高校から大学への移行期にあたり、学習観や学習態度が変化しやすいことが指摘されているからである（Adams, Ryan, & Keating., 2000; Chickering, 1969; 半澤, 2007; Pratt, 2000）。SRLS, 主体的な学修態度の変化の関係を検討することで、大学に入学した時期に SRLS に介入することが適切かどうか検討する。

第9章 研究7：SRLSの「変化」と主体的な学修態度の「変化」の関連性

9.1 問題と目的

研究2～6では、主体的な学修態度に正の影響を及ぼす心理的要因として、心理社会的自己同一性、内発的動機づけ、SRLSに着目し、主体的な学修態度との関連を実証的に検討してきた。その結果、研究6では、心理社会的自己同一性が内発的動機づけを高め、内発的動機づけがSRLSの獲得を促し、そしてSRLSが主体的な学修態度に正の影響を及ぼす一連のプロセスが明らかになった。この知見は、大学教員が大学生に主体的な学修態度を獲得させる上で、変数に即したサポートの方策を検討していくための視点と言える。

一方で、研究1～6で得られた結果は、あくまで横断調査に基づくものであり、個人間の相関関係から変数間の関係を推測しているという限界がある。変数間の関連をより正確に明らかにするためには、縦断調査に基づくデータから個人内の変数の共変関係、すなわち変数間の「変化」の関係を明らかにする必要がある（村山, 2012）¹⁾。研究1～6で得られた知見をさらに発展させるためには、縦断調査に基づき、諸変数と主体的な学修態度の「変化」の関係を明らかにする必要があるだろう。さらに、「変化」の関係を明らかにすることは、それらの心理的変数が「変化」する時期を明確にするという利点もある。したがって、変数間の共変関係を明らかにするためだけでなく、介入するための時期を明らかにするためにも、縦断調査に基づき変数間の「変化」の関係を検討することには意義がある。

ただし、研究1～6において検討されてきた心理的変数と主体的な学修態度の「変化」の関係を全て検討することは困難である。なぜなら、「変化」の関係を検討するためには、検討すべき変数がある特定の時期に「変化」という可変性が確認されている必要があるからである。特に、アイデンティティ、内発的動機づけに関しては、横断調査では可変性が検討されているものの（Gottfried, Fleming, & Gottfried, 2001; 谷, 2001）、縦断調査による検討は国内・外を通してなされておらず、それぞれの可変性は未検討である。さらに、理論的に、両変数は短期間では変わりにくいとの指摘もある（Meeus, Van de Schoot, Keijsers, Schwartz, & Branje, 2010; Meeus, Van de Schoot, Keijsers, & Branje, 2012; 村山, 2003; 岡田, 2007）。そこで、本研究では主体的な学修態度に正の影響を及ぼすことが示されてきた心理的要因の中でもSRLSに焦点を当てる。なぜなら、SRLSはアイデンティティや内発的

動機づけと比べて可変性が高く、最も介入可能性が高いことが指摘されているからである（村山, 2003; 岡田, 2007）。

それでは SRLS の可変性は確認されてきたのだろうか。Donche & Van Petegem (2009), Donche, Coertjens, and Van Petegem (2010) は、オランダの大学生を対象とし、1 年生から 1 年ごとに 3 時点での縦断調査を行ったところ、SRLS は学年とともに高まっていくこと、特に 2 年生から 3 年生にかけてその向上が顕著になること、さらに入学当時の SRLS の得点が低い大学生が SRLS の得点の変化が大きいことを明らかにしている。さらに Severiens, Ten Dam, & Van Hout Wolters (2001) は、オランダの大学 1 年生を対象に、1 年半で 3 時点の縦断調査を行ったところ、SRLS の得点は上昇し、その変化に有意差がみられたと報告している。Donche et al. (2009), Donche et al. (2010), Severiens et al. (2001) の結果が大学の 4 年間における SRLS の可変性を示した一方で、逆の結果、すなわち SRLS は変化しないと報告する研究もみられる。Zeegers (2001) はオーストラリアの大学 1 年生を対象とし、30 ヶ月 5 時点での縦断調査を行った結果、SRLS の得点の変化が統計的に有意でなかった結果を報告している。Busato et al. (1998) は、オランダの大学 2 年生を対象とし、13 ヶ月 2 時点での縦断調査を行った結果、SRLS の平均値に変化がみられなかった結果を、さらに Vermetten et al. (1999) もオランダの大学 1 年生を対象に約 1 年間で 2 時点の調査を行ったところ、SRLS の平均点に変化がみられない結果を報告している。

このように SRLS の可変性を検討した研究の結果は一貫しないものであるが、その原因の 1 つと考えられるのが国や教育制度、教育カリキュラムの違いである。教育制度やカリキュラムが異なれば、学士課程における SRLS の可変性もまた異なると考えられるからである。したがって、調査対象となる国のデータに基づいて、SRLS の可変性を確認する必要があるだろう。日本では、大学 1 年生を対象とし、大学入学時から前期課程が終了する間の学習観の変化（清水・三保, 2011; 清水・三保・紺田, 2011）、大学文化の変化（神藤・伊藤, 2003）、さらにインタビュー調査に基づき、大学生の学習方略の変化を質的に検討したものはみられるものの（佐伯・平田・成田, 2013; 神藤・伊藤, 2000）、定量的なアプローチから SRLS の可変性を検討した研究はみられず、主体的な学修態度の可変性も検討されてきない。加えて SRLS の「変化」と主体的な学修態度の「変化」の関係についても未検討である。大学生の SRLS と主体的な学修態度の可変性を明らかにし、両者の「変化」の関係を検討することは、両者の関連を個人内の共変関係の視点から明らかにするだけでなく、主体的な学修態度をサポートしていくための具体的な時期を検討する上で意義のある

ことであると考えられる。

以上から本研究では、縦断調査に基づくデータから SRLS と主体的な学修態度の可変性及び両者の「変化」の関連の検討を目的とする。本研究では特に大学入学時から前期課程（4 月～7 月）の時期に焦点を当て、調査を行う。この時期は、高校から大学への移行期にあたり (Adams, Ryan, & Keating., 2000; Chickering, 1969; 半澤, 2007; 半澤・坂井, 2005; Pratt, 2000), 高校で身に付いた学習態度から大学への学修態度を獲得する時期であること (半澤, 2009; 我妻・中原, 2011), さらに初年次教育によって「主体的な学修」をサポートする上で重要な時期であるからである (山田, 2012)。そして、本研究では SRLS と主体的な学修態度の可変性を (1) 平均値の変化, (2) 2 時点での相関係数の観点から検討し、最後に (3) 潜在変化モデル (latent change model; McArdle & Nesselroade, 1994; Figure 9-1) を用いて SRLS と主体的な学修態度の「変化」の関連を検討する。まず、大学に入学してから前期課程の間で、SRLS と主体的な学修態度の平均値がどのように変化するか確認する。SRLS の平均値を検討した研究の結果は一貫していないが (Busato et al., 1998; Donche et al., 2010; Donche & Van Petegem, 2009; Severiens et al., 2001; Vermetten et al., 1999; Zeegers, 2001), 日本の大学生は大学入学時から前期課程にかけて、大学への理想と現実のギャップから、学業への動機づけが低下することが指摘されている (半澤, 2007; 清水・三保, 2011)。SRLS と動機づけは密接に関連していることから (Schunk & Zimmerman, 2009), SRLS と主体的な学修態度の平均値は全体として低下すると考えられる。次に、SRLS 及び主体的な学修態度の安定性を検討するために、2 時点での相関係数を確認する。SRLS はパーソナリティや気質などの特性よりも比較的可変性が高いとされる (Vermetten et al., 1999)。パーソナリティや気質に関しては安定性が比較的高く (Klimstra, Luyckx, Hale, Goossens & Meeus, 2010 など), 相関係数も比較的高いとされているが、SRLS に関しては、4 月から 7 月の短期間であっても 2 時点の相関係数はそれほど高くない (.30~.50 程度) と考えられる。最後に、潜在変化モデルを用いて、SRLS の「変化」と主体的な学修態度の「変化」の関連を検討する。研究 4, 5, 6 において、SRLS は主体的な学修態度と正の関連を示すことが明らかになっていることから、SRLS の変化と主体的な学修態度の「変化」も正の関連を示すと考えられる。

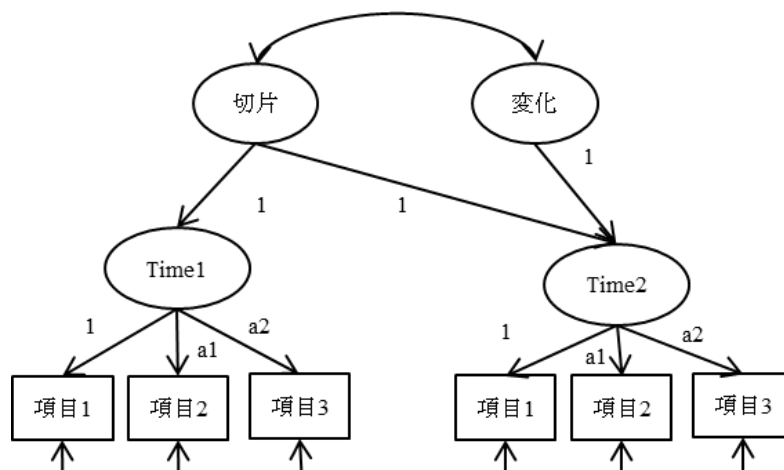


Figure 9--1 潜在変化モデル

(注) 誤差及び誤差分散は省略した。

9.2 方法

調査協力者及び手続き

京都府・東京都の18～25歳の大学生437名（男性221名、女性212名、性別不明4名、平均年齢18.38歳、標準偏差0.82歳）を対象として、2012年4月上旬（Time1; T1）と2012年7月下旬（Time2; T2）の二時点において、以下の各尺度からなる無記名の個人記入形式の質問紙を大学の講義中に配布し、一斉に実施した。T2の調査回答者は、265名（男性120名、女性145名、平均年齢18.29歳、標準偏差0.75歳）であった。実施に当たっては「この調査の回答内容はすべて集団データとして扱い、個人の情報や回答内容が特定されたり、外部に漏れたりすることは一切ありません。」と教示して倫理的な配慮を行った。

使用尺度

(1) 自己調整学習方略尺度（SRLS 尺度）

自己調整学習方略の測定のために、研究4で作成した自己調整学習方略尺度（SRLS 尺度）を用いた。この尺度は、SRLSの認知、動機づけ、行動、感情の諸側面を測定することを目的としており、学習過程において自らの目標を達成するために、学習の進捗状況や理解の程度を意識し、調整し、変化させようとする「認知調整方略」（“授業中に、これまで理解してきた内容を確認する”など8項目）、退屈あるいは達成困難な課題を完遂するために自らの動機づけを調整し、変化させようとする「動機づけ調整方略」（“授業中に退屈

した時、頑張って集中する”など 6 項目), 学習に関する自分自身の外在的行動を計画することで意図的に調整し, 変化させようとする「行動調整方略」(“学習する時, 学習時間を決めて取り組む”など 5 項目), 恐怖や不安といったネガティブな感情に対処するための様々なコーピングストラテジーを使うことで感情や情動を調整しようとする「感情調整方略」(“自分が考えていたより物事が悪くなりそうでも, 心配しすぎないようにする”など 4 項目) の合計 23 項目から構成される。教示は「以下の項目は普段のあなたとどの程度あてはまりますか。授業や状況によって異なると思われますが, 一般的にこの程度という感覚でお答えください。」とした。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

(2) 主体的な学修態度尺度

大学生の主体的な学修態度を測定するために, 研究 1 で作成した主体的な学修態度尺度を用いた。この尺度は, “課されたレポートや課題を少しでもよいものに仕上げようと努力する”など, 大学の授業に対する主体的な学修態度を表す 9 項目から構成される。教示は「以下の項目は普段のあなたとどの程度あてはまりますか。授業や状況によって異なると思われますが, 一般的にこの程度という感覚でお答えください。」とした。“あてはまらない”から“あてはまる”の 5 件法で評定を求めた。

9.3 結果

(1) SRLS, 主体的な学修態度の記述統計及び平均値の変化

SRLS, 主体的な学修態度の記述統計(平均値, 標準偏差, α 係数)を算出した(Table 9-1)。使用尺度の α 係数は全て .70 以上を示しており (.78~.89), 内的一貫性に問題がないと判断した。次に, SRLS 及び主体的な学修態度の平均値の変化を明らかにするため, t 検定を行った。Table 7-1 からすると, 「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」, 「主体的な学修態度」はそれぞれ T1 よりも T2 で有意に低下していたことに対して, 「感情調整方略」の得点は増加していた(全て $p < .01$)。また, 「行動調整方略」の平均値の変化は有意な値ではなかった。さらに, それぞれの変化量を明らかにするため, 効果量(Cohen's d)を算出した。効果量(d)は .20 以上なら弱い効果, .50~.80 なら中程度の効果, .80 以上なら強い効果とされる(Cohen, 1988)。「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」, 「感情調整方略」が弱い効果($d = .23 \sim .31$), 「主体的な学修態度」は中程度の効果($d = .55$)であった。以上の結果から,

4月から7月にかけて大学生の「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、「主体的な学修態度」の平均値は低下する可能性、「感情調整方略」については上昇する可能性、「行動調整方略」については変化しない可能性が示され、その中でもとりわけ「主体的な学修態度」の変化が大きい可能性が示された。ただし、「行動調整方略」に関しては、得点が上昇している群と低下している群の変化が影響し合って、平均値の変化を弱めている可能性がある。この可能性を考慮し、潜在変化モデルによる検討では「行動調整方略」も含めて検討を行うこととした。

Table 9-1 使用尺度の平均値の変化及び効果量 (N=263-264)

	T1		T2		T2-T1	t 値	差の95%信頼区間		d
	M	SD	M	SD			下限	上限	
認知調整方略	25.78	4.81	24.66	5.27	-1.12	3.68**	.52	1.72	.23
動機づけ調整方略	18.44	4.73	17.04	4.88	-1.40	5.08**	.85	1.93	.31
行動調整方略	14.19	4.38	14.11	4.38	-.08	.30 ^{n.s.}	-.43	.58	.19
感情調整方略	11.35	3.90	12.21	3.77	.86	-3.81**	-1.30	-.42	.24
主体的な学修態度	30.21	5.73	27.56	4.81	-2.65	8.70**	2.02	3.21	.55

** $p < .01$

(2) SRLS と主体的な学修態度の相関係数

SRLS と主体的な学修態度の関連を検討するため、SRLS の下位尺度と「主体的な学修態度」との相関係数を算出した (Table 9-2)。「認知調整方略」は、T2 の「感情調整方略」を除いた変数と弱い～中程度の正の相関関係を示した (.13~.52)。「動機づけ調整方略」は、T2 の「感情調整方略」を除いた変数と弱い～中程度の正の相関関係を示した (.15~.57)。「行動調整方略」は、T1, T2 の「感情調整方略」を除いた変数と弱い～中程度の正の相関関係を示した (.26~.55)。「感情調整方略」は、T1 の「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、T2 の「感情調整方略」と弱い～中程度の正の相関関係を示した (.13~.54)。「主体的な学修態度」は、T1, T2 の「感情調整方略」を除いた変数と弱い～中程度の正の相関関係を示した (.26~.59)。SRLS の下位尺度、主体的な学修態度の T1, T2 の相関係数は.52~.59であり、これらの結果は、パーソナリティなどの特性的な変数と比べて、安定性の観点からの可変性が高い可能性を示唆する。

Table 9-2 使用尺度の相関係数及び α 係数(N=264-437)

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	N	α
1 認知調整方略	—	.40**	.47**	.13*	.45**	.52**	.27**	.30**	.07	.34**	436	.79
2 動機づけ調整方略		—	.26**	.15*	.48**	.28**	.57**	.26**	.11	.39**	437	.84
T1 3 行動調整方略			—	.07	.26**	.41**	.32**	.55**	.07	.30**	437	.84
4 感情調整方略				—	.05	.06	.11	.05	.55**	-.02	436	.81
5 主体的な学修態度					—	.35**	.37**	.22**	.04	.59**	436	.81
6 認知調整方略						—	.54**	.61**	.21*	.48**	265	.82
7 動機づけ調整方略							—	.54**	.17*	.50**	265	.89
T2 8 行動調整方略								—	.17*	.35**	265	.88
9 感情調整方略									—	-.06	265	.84
10 主体的な学修態度										—	264	.78

* $p < .05$, ** $p < .01$

(3) SRLS, 主体的な学修態度の「変化」の関連

SRLS, 主体的な学修態度の潜在的な変化を検討するために、潜在変化モデルによる共分散構造分析を行った。潜在変化モデルは初期値（切片）と「変化（傾き）」を切り分けて変数間の関係を検討することができるモデルであり（McArdle & Nesselroade, 1994）（Figure 9-1）、近年数多くの研究によって用いられ、その有効性が確認されている（Hill, Allemand, Grob, Peng, Morgenthaler, & Käppler, 2013; Hudson, Roberts, & Londi-Smith, 2012; Takahashi, Edmand, Jackson, & Roberts, 2012 など）。モデルを構成するにあたり、データとモデルの適合性を正確にするために、SRLS の各下位尺度、主体的な学修態度の項目は、複数の項目を下位次元にまとめる Item Parceling を行い、潜在変数を仮定した（SRLS の全ての下位尺度、主体的な学修態度は、それぞれ 3 パーセルずつ構成した）。

SRLS の「変化」と主体的な学修態度の「変化」の関連性を検討する上で、まず SRLS の各下位次元の切片と主体的な学修態度の「変化」との関係、次に SRLS の各下位次元の「変化」と主体的な学修態度の切片、最後に SRLS の各下位次元の「変化」と主体的な学修態度の「変化」との関連を確認した。結果を Table 9-3 に示す。モデルの適合度は $\chi^2(355) = 716.25$ ($p < .001$), CFI=.92, RMSEA=.05 であり、基準から判断すると（Hancock & Freeman, 2001; Kline, 2006）データとモデルの適合度は十分であった。SRLS の各下位尺度の切片と主体的な学修態度の「変化」との関連は、「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」の切片と主体的な学修態度の「変化」は有意な負の関連を示したが (-.30, -.32; それぞれ $p < .01$), それ以外の変数は関連がみられなかった。次に、SRLS の各下位尺度の「変化」と主体的な学修態度の切片との関連は、「動機づけ調整方略」との関連のみ有意な負の関連がみら

れたが ($-.16; p<.05$), それ以外の変数との関連はみられなかった。最後に, SRLS の各下位次元の変化と主体的な学修態度の「変化」は「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」, 「行動調整方略」の「変化」と主体的な学修態度の「変化」との間に中程度の有意な正の関連 ($.35\sim.56; p<.01$), 「感情調整方略」との関連はみられなかった。

以上の結果から, T1 において「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」が低い学習者は, 主体的な学修態度が変化する可能性, T1 において主体的な学修態度が低い学習者は, 「動機づけ調整方略」が変化する可能性, さらに, 「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」, 「行動調整方略」が変化する学習者は, 主体的な学修態度も変化する可能性が示された。

Table 9-3 潜在変化モデルの分析結果 ($N=264-437$)

	切片				変化				
	動機づけ	行動	感情	主体的な学修態度	認知	動機づけ	行動	感情	主体的な学修態度
認知	.56**	.68**	.16**	.65**	-.38**	-.21*	-.34**	-.09	-.32**
動機づけ	—	.36**	.16**	.65**	-.25*	-.40**	-.13	-.08	-.30**
切片 行動		—	.09	.37**	-.17	-.01	-.40**	-.08	-.12
感情			—	.05	-.10	-.07	-.07	-.47**	-.09
主体的な学修態度				—	-.12	-.16*	-.09	.01	-.61**
変化 認知					—	.73**	.79**	.34**	.56**
動機づけ						—	.55**	.14	.53**
行動							—	.28**	.35**
感情								—	.00

* $p<.05$, ** $p<.01$

(注)認知, 動機づけ, 行動, 感情はそれぞれ認知調整方略, 動機づけ調整方略, 行動調整方略, 感情調整方略をそれぞれ表す。

(4) SRLS, 主体的な学修態度の変化はどのように関連するのか

潜在変化モデルの結果から, SRLS の「認知調整方略」, 「動機づけ調整方略」, 「行動調整方略」の変化と主体的な学修態度の「変化」は正に関連することが明らかになったが, それぞれの変数の「変化」はどのように関連しているのだろうか。SRLS の 3 下位尺度 (認知, 動機づけ, 行動) と主体的な学修態度の「変化」について視覚的に理解するために, 先行研究に基づき (Hill et al., 2013; Hudson et al., 2012; Takahashi et al., 2012), 調査対象者をそれぞれの変数の 1SD ごとに 3 群に分類し, SRLS の下位次元, 主体的な学修態度の「変化」の関係を確認した。認知調整方略, 動機づけ調整方略に関して, 2 つの群は 1 時点目から 2 時点目にかけて減少しており, 1 つの群は上昇していた。それぞれの群の主体的な学修態度の「変化」をみると, それぞれ認知調整方略, 動機づけ調整方略の変化と対応していた (Figure 9-2, 9-3)。すなわち, 認知調整方略, 動機づけ調整方略が低下している群は主体的な学修態度も低下し, 逆に上昇している群は主体的な学修態度も上昇しているこ

とが明らかになった。行動調整方略に関しては、2つの群に関して変化は一致していなかったが、1つの行動調整方略が低下している群に関しては主体的な学修態度も低下していることが明らかになった（Figure 9-4）。

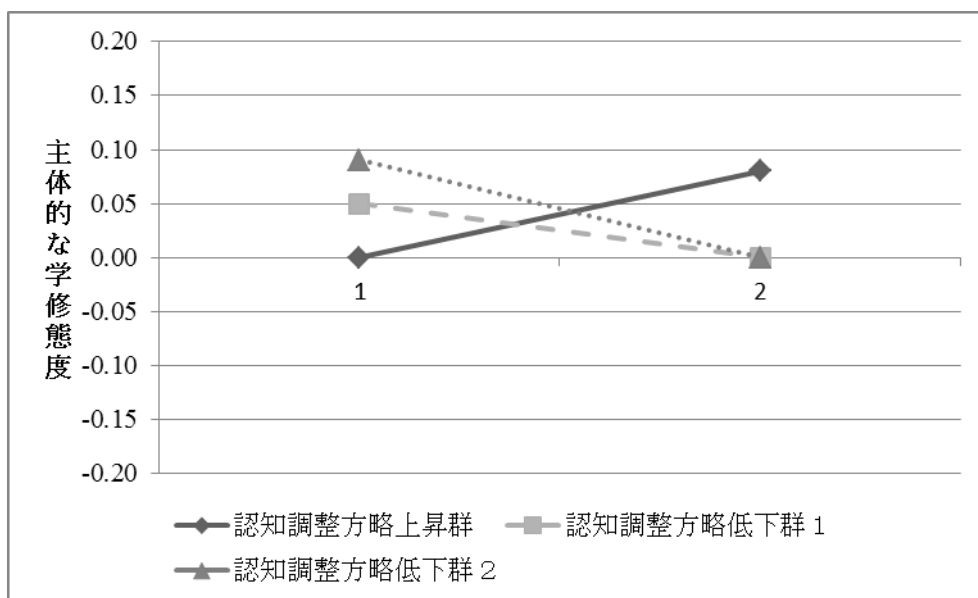


Figure 9-2 認知調整方略と主体的な学修態度の変化の関係

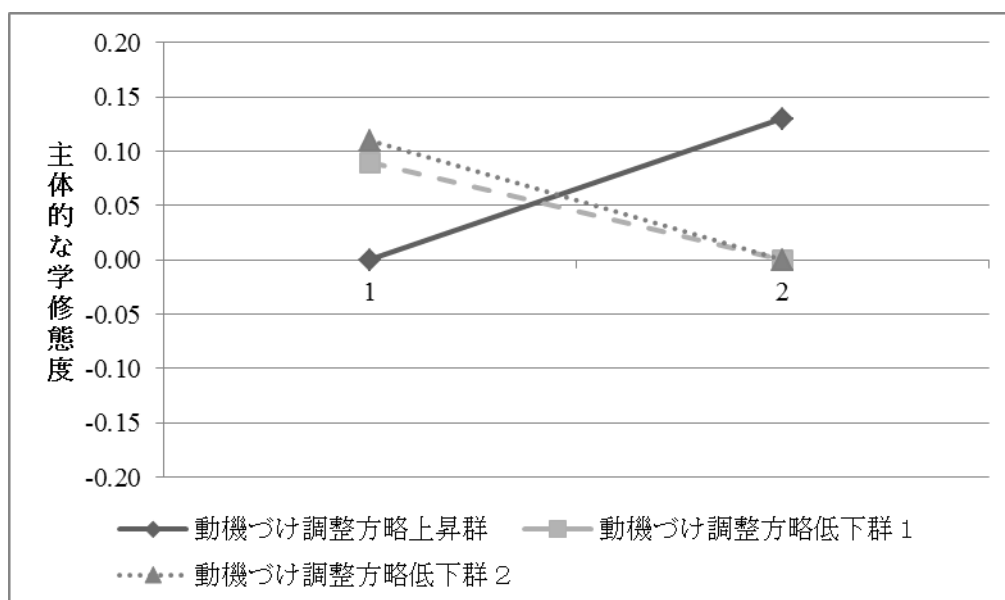


Figure 9-3 動機づけ調整方略と主体的な学修態度の変化の関係

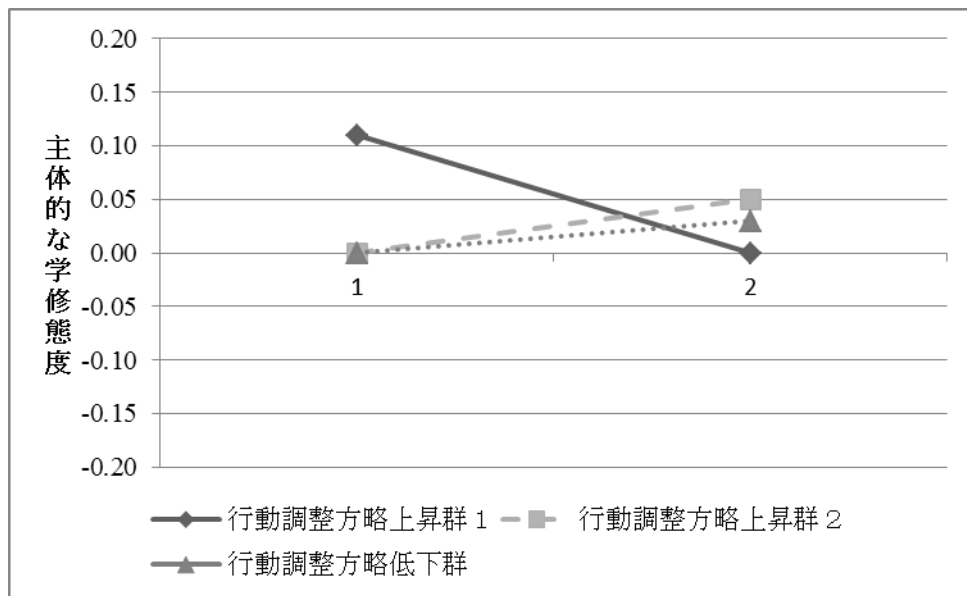


Figure 9-4 行動調整方略と主体的な学修態度の変化の関係

9.4 考察

本研究の目的は、大学生を対象として4月、7月の二時点での縦断調査を行い、2時点での平均値の変化、変数間の関連、及び潜在変化モデルによる検討を通して、新入生の4月から7月の2時点で縦断調査を行い、入学初期におけるSRLSと主体的な学修態度の「変化」の関連を明らかにすることであった。そのために、まず、平均値の変化を t 検定によって検討したところ、4月から7月にかけて「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、主体的な学修態度の平均値は低下していること、「感情調整方略」の平均値は上昇していること、「行動調整方略」の平均値は変化していないことが明らかになった。次に、2時点での相関関係を検討したところ、SRLSと主体的な学修態度の相関係数は.52~.59であり、これらの変数はパーソナリティなどの特性的な変数と比べて、安定性の観点からの可変性が高い可能性が示された。さらに、潜在変化モデルによってSRLSと主体的な学修態度の切片と「変化」の関係を検討したところ、「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、「行動調整方略」の「変化」と主体的な学修態度の「変化」の間に正の関連がある結果が示された。以上の結果から本研究の意義は以下の3点にまとめることができる。

1点目は、平均値の観点からSRLSの可変性を明らかにしたことである。これまで、SRLSの可変性を検討した研究の結果は一貫しないものであり (Busato et al., 1998; Donche &

Petegem, 2009; Donche et al., 2010; Vermetten et al., 1999; Zeegers, 2001), また日本においては SRLS の可変性は未検討であった。それに対して本研究の結果は、「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、主体的な学修態度は低下し、「感情調整方略」については上昇する可能性が示された。「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、主体的な学修態度の低下に関しては、高校から大学への移行に際しての学業に対するリアリティ・ショック (半澤, 2007) が影響している可能性がある。具体的に、日本では、大学入学時に高い学習への意欲を持っていた大学生は、大学生活に対する理想と現実のギャップから学習への動機づけが低下することが指摘されている (半澤, 2007)。このことが影響して 4 月から 7 月にかけては「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」や主体的な学修態度が全体として低下した結果が得られたと考えられる。また「感情調整方略」に関しては、先行研究と同様 (Donche & Petegem, 2009; Donche et al., 2010), 平均値が向上していた。大学生は大学への適応過程において、様々な不安を感じ、それらに対処することが求められる (山田, 2012)。不安への対処方法が洗練されるということは、すなわち感情調整方略の獲得を示しているのかもしれない。そして「行動調整方略」に関しては平均値の観点からの変化はみられなかったものの、主体的な学修態度の「変化」との関連は有意であった。「行動調整方略」に関しては主体的な学修態度との関連から考察を行う。

2 点目は、相関関係の観点 (安定性の観点) から SRLS と主体的な学修態度の可変性を明らかにしたことである。本研究において調査を実施した時期は、入学時から前期の時期と比較的短期間であった。それにも関わらず、SRLS、主体的な学修態度の T1, T2 の間での相関係数は .52~.59 程度だった。この結果は、学習方略は比較的可変性が高いとする Vermetten et al. (1999) や村山 (2003) の指摘と一致するものと言える。さらに、この結果は、4 月から 7 月が大学への移行期であり、学習への態度や取り組み方は変化しやすいとする Adams et al. (2000) や Platt (2000) の指摘とも一致するものである。このように、高校から大学への移行期に着目し、安定性の観点から SRLS、主体的な学修態度の可変性を示したことは、両者がこの時期において変化する可能性を示し、また SRLS が介入する上で適切な変数である可能性を示したと言える。

3 点目は SRLS の変化と主体的な学修態度の「変化」の関係を明らかにしたことである。これまで、SRLS の可変性についての研究はみられたものの、主体的な学修態度との「変化」の関連については未検討であったことは上述の通りである。それに対して本研究では、SRLS の「変化」と主体的な学修態度の「変化」に関連があることを明らかにしている。特

に「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」は、その増加及び減少と主体的な学修態度の増加、減少がほぼ一致していた。このことは、この時期に「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」を獲得する大学生は、主体的な学修態度を取るようになる可能性を示唆している。すなわち、潜在変化モデルの結果は、これまでの横断調査の結果を縦断調査の視点から発展させ、SRLS と主体的な学修態度の共変関係を明らかにし、さらに SRLS を大学生に獲得させるべき期間として、4 月から 7 月という具体的な時期を提示したと言える。この時期は、大学生が入学した直後の時期であることから、SRLS を高めるようなサポートは初年次教育で行うことが有効かもしれない。今後は、SRLS の視点を初年次教育に組み込み、大学生に効果的に SRLS を効果的に獲得させるための介入プログラム（市川, 1993; 及川・坂本, 2007, 2008）を開発することで、大学生に SRLS を効果的に獲得させることが可能であると考えられる。

「行動調整方略」に関しては、平均値の変化はみられなかったものの、「変化」の関係の観点からすると、「行動調整方略」と主体的な学修態度との「変化」の関連は正の値であった。この結果は、研究 5 の結果とは異なり、「行動調整方略」と主体的な学修態度との間に関連があることを示唆するものである。村山（2012）は、横断調査の結果と縦断調査の結果が必ずしも一致しない可能性を指摘しているが、本研究の結果もその指摘と一致していたと言える。横断調査だけでは明らかにすることができなかった特徴を縦断調査によって明らかにしたことは、今後、「行動調整方略」と主体的な学修態度との関連を検討する上で、意義のある知見と言える。

「感情調整方略」に関しては、平均値の観点からの可変性は確認されたものの、研究 4, 5 で得られた結果と同様、主体的な学修態度との間に関連はみられなかった。この結果は、研究 5 でも検討したように、「感情調整方略」は、テスト状況などストレスがかかった状況において、機能する方略である可能性を示している。今後は、GPA などの学業成績やペーパーテストの結果と「感情調整方略」との関連を検討することで、「感情調整方略」がどのような従属変数と関連するのか明らかにすることが可能になると考えられる。

¹⁾本研究では一般的な変化を記述する際には変化、潜在変化モデルの傾きを表す際には「変化」と表記する。

第Ⅲ部：総合考察

第 10 章 総合考察

10.1 まとめ

本論文の目的は、大学生の「主体的な学修」を量的側面としての学修時間、質的側面としての主体的な学修態度に分離した上で後者に着目し、その測定尺度の開発及び心理的要因との実証的な検討を通して、(1) 量・質の両側面から大学生の「主体的な学修」を測定及び評価するための枠組みを構築すること、(2) 心理的要因に沿った主体的な学修態度をサポートする方策を検討することであった。

第 1 章では、本論文における問題背景の確認と主体的な学修態度の定義を行った。第 1 に、日本の大学教育の現状を確認するため、大学進学率、文部科学省の中教審答申を概観した。その結果、日本では学士課程教育の質の保証を実現するために、「主体的な学修」が注目されていること、そして、大学生に主体的に学修する力を獲得させるために、量・質の伴った学修時間を延ばすことが大学に推奨されている現状を確認した。第 2 に、先行研究から学修時間はあくまで学修の量的な側面にすぎないこと、そして「主体的な学修」の質的な側面が十分に検討されていないことを問題点として指摘した。第 3 に、「主体的な学修」における質的側面を主体的な学修態度とし、「大学生が学修プロセスを能動的に進めていく態度」と定義し、その測定尺度の開発を通して、大学生の「主体的な学修」を量・質の両側面から測定及び評価する枠組みを構築すること、さらには主体的な学修態度の形成を促す心理的要因との実証的な検討を行うことの重要性を指摘した。

第 2 章では、主体的な学修態度とその形成を促すと考えられる心理的要因との関係について理論的考察を行い、実証的な検討を行うための仮説を生成した。第 1 に、能動的な学習態度や学業成績を予測する上で有効な変数とされてきた動機づけ研究に関する先行研究をレビューした。その結果、外発的動機づけよりも、内発的動機づけが主体的な学修態度の形成を促す可能性を確認し、外発的動機づけよりも内発的動機づけが主体的な学修態度に強く正の影響を及ぼすモデルを仮説とした。第 2 に、動機づけを高める要因としてアイデンティティに着目し、両者の関係を検討した先行研究のレビューを行った。その結果、アイデンティティが明確になることは、学修に対する価値を明確にし、さらに主体的な学修態度の形成を促す可能性が確認された。そこで、アイデンティティが内発的動機づけを

媒介して主体的な学修態度に正の影響を及ぼすモデルを仮説とした。第 3 に、内発的動機づけと主体的な学修態度の関係を媒介している要因として、自己調整学習方略 (Self-Regulated Learning Strategies 以下 SRLS) に着目し、SRLS と内発的動機づけ、学習態度の関係を検討した先行研究のレビューを行った。その結果、内発的動機づけの高まりが SRLS を媒介し、主体的な学修態度の形成を促す可能性が確認された。そこで、内発的動機づけが SRLS を媒介し、主体的な学修態度に正の影響を及ぼすモデルを仮説とした。第 4 に、これらの仮説を踏まえ、アイデンティティが内発的動機づけを高め、内発的動機づけが SRLS を促進し、SRLS が主体的な学修態度の形成を促す一連のモデルを仮説とした。以上から、アイデンティティ、内発的動機づけ、SRLS が主体的な学修態度の形成を促す仮説モデルが生成され、その実証的検討を通して、心理的要因に即した主体的な学修態度の形成をサポートする方策について検討することの意義を確認した。

第 3 章では、主体的な学修態度を測定するための尺度を開発し、信頼性及び妥当性の検討を通して、「主体的な学修」を量・質の両側面から測定及び評価する枠組みを構築すること、心理的変数との実証的検討を行うための前提を整えることを目的とした。そのために、まず、大学生・大学院生 38 名を対象に予備調査、大学生 272 名を対象に質問紙調査を実施し、尺度の信頼性及び妥当性の検討を行った。収集された項目群に対して主成分分析を実施し、1 次元構造からなる主体的な学修態度尺度が作成された。そして、Cronbach の α 係数を算出したところ、十分な値が得られたことから (.88)、尺度の内的一貫性が確認された。さらに、主体的な学修態度尺度の妥当性を確認するため諸変数との関連を検討したところ、仮説通りの結果が得られた。これらのことから、信頼性及び妥当性を備えた主体的な学修態度尺度が開発され、「主体的な学修」を量・質の両側面から測定及び評価する枠組みが構築され、さらには心理的変数との実証的検討を行うための前提が整った。

第 4 章では、主体的な学修態度を促す心理的要因として内発的動機づけに着目し、外発的動機づけの影響を考慮しても内発的動機づけが主体的な学修態度に正の影響を及ぼすのかどうか検討することを通して、内発的動機づけが主体的な学修態度の形成を促す心理的要因となりうるのかどうかを確認することを目的とした。そのために、動機づけと学習態度の関連を検討した先行研究をレビューした結果、既存の動機づけ尺度は内容的妥当性に問題があることが確認された。そこで、動機づけと主体的な学修態度の関係を検討する前に、動機づけ尺度を開発することとした。そのために、大学生・大学院生 38 名を対象とした自由記述調査、大学生 272 名を対象とした質問紙調査を実施し、作成した項目群に

対して因子分析を実施した結果、「内発的動機づけ」と2つの外発的動機づけ（「統合・同一化調整」、「取り入れ調整」）の3つの下位次元からなる動機づけ尺度が作成された。下位尺度ごとに Cronbach の α 係数を算出したところ十分な値を示し（.88~.92）、内的・一貫性に問題がないことが確認された。さらに妥当性の検討を行うため、諸変数との関連を検討したところ、概ね仮説通りの結果が得られたことから、動機づけ尺度の妥当性が確認された。これらの結果を受け、他の動機づけの影響を考慮しても内発的動機づけが主体的な学修態度に正の影響を及ぼすのかどうか確認するため、大学生 402 名を対象とした質問紙調査を実施し、動機づけの各下位次元を独立変数、主体的な学修態度を従属変数とした重回帰分析を行った。その結果、内発的動機づけが主体的な学修態度に最も強く正の影響を及ぼすことが明らかになった。以上の結果から、内発的動機づけが主体的な学修態度の形成を促す心理的要因となる可能性が示された。

第5章では、第4章の結果を発達心理学的観点から発展させ、内発的動機づけを促進する心理的要因としてアイデンティティに着目した。そして、アイデンティティが内発的動機づけを媒介し、主体的な学修態度に正の影響を及ぼすモデルを仮説モデルとし、その実証的検討を通して、アイデンティティが主体的な学修態度の形成を促す心理的要因となりうるのかどうかを確認すると同時に、3変数の内的関係を明らかにすることを目的とした。アイデンティティを測定するにあたり、介入の視点を明確にするため、自分自身の将来に対する自己一致の感覚、社会に対する適応的な自己一致の感覚を合わせた変数を限定的にアイデンティティ（心理社会的自己同一性）とした。仮説モデルを実証的に検討するために、大学生 674 名（1年生 131 名、2年生 264 名、3年生 279 名）を対象とした質問紙調査を実施し、仮説モデルに対して学年差を考慮した多母集同時分析を実施し、同時にブートストラップ法を用いて内発的動機づけの間接効果を検証した。その結果、学年を通して（1）仮説モデルとデータとの適合性が高いこと、（2）アイデンティティは内発的動機づけを媒介し、主体的な学修態度に正の影響を及ぼすことが明らかになった。以上の結果から、学年を通してアイデンティティが主体的な学修態度の形成を促す心理的要因である可能性が、さらにアイデンティティが明確な大学生は内発的動機づけを高め、主体的な学修態度を取る可能性が示された。

第6章では、第4章の結果を教育心理学的観点から発展させ、内発的動機づけと主体的な学修態度を媒介する要因としての SRLS に着目し、SRLS と主体的な学修態度との関連を実証的に検討することを通して、SRLS が主体的な学修態度の形成を促す心理的要因と

なりうるのかどうか確認することを目的とした。まず、SRLS と学習態度の関連について検討した先行研究についてレビューした結果、(1) SRLS の捉え方に混乱が生じているため、SRLS を測定する方法が一貫していないこと、(2) SRLS の測定が認知的な側面に偏っているという問題が見出された。そこで、SRLS と主体的な学修態度の関係を検討する予備的な研究として、SRLS 尺度を開発し、信頼性と妥当性の検討を行うこととした。SRLS の下位次元を確定するために先行研究をレビューしたところ、SRLS が「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」、「行動調整方略」、「感情調整方略」からなることが明らかになった。そしてこれらの定義に即して項目を作成し、大学生 234 名を対象とした質問紙調査を実施し、SRLS 尺度の信頼性及び妥当性の検討を行った。作成した項目群に対して因子分析を実施した結果、仮説通り 4 つの下位次元からなる SRLS 尺度が開発された。下位尺度ごとに Cronbach の α 係数を算出したところ十分な値を示し (.74~.83)、内的一貫性に問題がないことが確認された。さらに妥当性の検討を行うために諸変数との関連を検討したところ、概ね仮説通りの結果が得られたことから SRLS 尺度の妥当性が確認された。これらの結果を踏まえ、SRLS が主体的な学修態度を予測するのかどうかを確認するため、大学生 437 名を対象とした質問紙調査を実施し、SRLS の各下位次元を独立変数、主体的な学修態度を従属変数とした重回帰分析を行った。その結果、「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」が主体的な学修態度に正の影響を及ぼしていた一方で、「行動調整方略」、「感情調整方略」は影響を及ぼさなかった。以上の結果から、大学生の SRLS とりわけ「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」が主体的な学修態度の形成を促す心理的要因である可能性が示された。

第 7 章では、第 5 章の結果を受け、内発的動機づけが SRLS を媒介して主体的な学修態度に正の影響を及ぼすモデルを仮説モデルとし、その実証的検討を通して、3 変数の内的な関係を明らかにすることを目的とした。大学生 259 名を対象とした質問紙調査を実施し、内発的動機づけを独立変数、SRLS を媒介変数、主体的な学修態度を従属変数とした媒介分析を行った。媒介分析を行う際には、下位次元の個別の間接効果を検証するため、SPSS のマクロを用いた。その結果、「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」の間接効果に有意差が見られたことから、内発的動機づけが「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」を媒介し、主体的な学修態度に正の影響を及ぼすことが明らかになった。以上の結果から、内発的動機づけが高まった大学生は、「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」を獲得し、さらに主体的な学修態度を取る可能性が示された。

第 8 章では、第 2 章から第 7 章までに得られた結果をもとに、アイデンティティが内発

的動機づけを高め、内発的動機づけが SRLS（「認知調整方略」、 「動機づけ調整方略」）の獲得を促し、主体的な学修態度に正の影響を及ぼすという一連のプロセスを仮説モデルとし、その実証的検討を通して、全ての変数を同時に分析したとしても、これまで検討してきた心理的要因が主体的な学修態度の形成を促すかどうかを明らかにすることを目的とした。仮説を検証するため、大学生 259 名を対象とした質問紙調査を実施し、仮説モデルに対して共分散構造分析を行った。その結果、データとモデルの適合度を表す指標が望ましい値であり、全ての心理的要因は主体的な学修態度に正の影響を及ぼしていたことから、仮説モデルの妥当性及び、アイデンティティ、内発的動機づけ、SRLS が変数間の影響を考慮したとしても、それぞれの変数は主体的な学修態度の形成を促す心理的要因となる可能性が示された。

第 9 章では、第 1 章から第 8 章までに得られた知見が全て横断調査に基づくため、得られた知見をさらに発展させるためには縦断調査に基づく個人の変数間の共変関係を明らかにする必要があることを確認した。そこで、他の心理的変数と比べて比較的可変性が高いとされる SRLS に着目し、SRLS の「変化」と主体的な学修態度の「変化」の関連を縦断調査に基づいて検討することを通して、SRLS と主体的な学修態度の共変関係を明らかにし、さらに SRLS をサポートする時期を明らかにすることを目的とした。大学 1 年生 437 名を対象とした 2 時点の縦断調査から、SRLS と主体的な学修態度の変化の関連を潜在変化モデルによって検討した。その結果、SRLS の「認知調整方略」、 「動機づけ調整方略」、 「行動調整方略」の「変化」は、主体的な学修態度の「変化」と正の関連を示すことが明らかになった。この結果から、入学初期の時期（4 月～7 月）においては、「認知調整方略」、 「動機づけ調整方略」、 「行動調整方略」が変化する大学生は主体的な学修態度も変化する可能性が示され、この時期は大学生の SRLS を高めるように教育的にサポートする上で適切な時期である可能性が示された。

10.2 大学教育研究への示唆

以上の結果から考えられる本論文の意義は（1）大学生の「主体的な学修」を量・質の両側面から測定及び評価する枠組みを構築したこと、（2）大学生の主体的な学修態度の形成を促す上での心理的要因との実証的検討を通して、心理的要因に即したサポートの方策を検討する端緒を開いたことに集約される。

10.2.1 大学生の「主体的な学修」を測定及び評価することへの示唆

(1) について、量・質の両側面から「主体的な学修」を測定及び評価する枠組みが構築されたことからどのような示唆が得られるだろうか。これまで、「主体的な学修」を量・質の両側面から評価する枠組みが構築されていなかったため、学修時間を増加させることが大学における教育改善の中心的なテーマとなってきたことは上述した通りである（西垣, 2008; 小方, 2008; 谷村, 2011; 山田, 2009 など）。それに対して、本論文では大学生の「主体的な学修」を時間と態度に分離した上で後者の側面に着目し、主体的な学修態度尺度を開発することで、学修時間と主体的な学修態度を同時に測定し、量・質の両側面から大学生の主体的な学修の現状を把握し、教育改善を進めていくことを可能とした。例えば、大学で学修時間、主体的な学修態度を測定する調査を実施し、ある学部では主体的な学修態度の得点が高く、学修時間の得点が低いという結果が得られた場合は、その学部においては大学生の主体的な学修態度に学修時間が見合っていない可能性がある。その場合は、蔣（2010）や吉田ら（2011）が示したように、主体的な学修態度に見合った学修課題を出し、大学生の学修時間を増加させるような取り組みを行うことで、大学生の学修成果が高まる可能性がある。逆の場合、すなわち学修時間の得点が高く、主体的な学修態度の得点が低い結果が得られた場合は、学修課題が過度に強調されており、大学生の主体的な学修態度が学修課題に見合っていない可能性がある。この場合は主体的な学修態度の形成を促すようなサポートの方策を優先的に行う必要がある。もちろん、学修時間と主体的な学修態度が望ましいバランスとなる基準は大学や学部、授業科目によって異なる。そのため、大学は学部や授業科目の特徴とカリキュラムを連動させ、「主体的な学修」の量・質のバランスを見極めながら、教育改善活動につなげていくことが重要である。

加えて、主体的な学修態度尺度が開発されたことで、授業実践の介入効果を量・質の両側面から検証することが可能となった。具体的に、大学生に授業を受ける前と受けた後に、主体的な学修態度尺度に回答を求めることで、主体的な学修態度を測定し、授業の経験を通して主体的な学修態度がどのように変化するか、という介入効果を明らかにすることができるようになった。これまで授業の介入効果の指標が学修時間に偏りがちであった現状からすると（蔣, 2010; 吉田ら, 2011 など）、主体的な学修態度尺度の開発は、授業実践の効果を学修の質的な側面からも明らかにすることを可能にし、さらに、どのような授業

実践が主体的な学修態度の形成に寄与するのかを明らかにすること可能にしたといえる。今後は、学修時間、主体的な学修態度を授業の前後で測定することで、どのような授業実践が学修時間を促し、また主体的な学修態度の形成を促すのかを明らかにすることで、大学生が「主体的な学修」を行うように効果的にサポートしていく方策を検討することが可能になる。

これらのことから得られた示唆とは、大学生に効果的に「主体的な学修」をさせるためには、量・質の両側面から大学生の「主体的な学修」の現状を把握し、両者のバランスから教育改善活動を進めていく必要があるということである。今後は、学修時間、主体的な学修態度の測定を同時に行うことで、①大学の現状を確認した上でカリキュラムの改善へとつなげていく方策、②授業実践における介入効果を明らかにし、得られた結果を基に教員の教育改善へとつなげていく方策を検討していくことで、本研究結果の実践的有用性を確認することができると考えられる。

10.2.2 大学生の主体的な学修態度の形成をサポートする方策についての示唆

(2) について、本論文における実証的研究を通して、主体的な学修態度の形成を促す心理的要因として心理社会的自己同一性、内発的動機づけ、SRLS（とりわけ「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」）が見出された。それぞれの心理的要因はどのような方策によってサポートすることが可能だろうか。以下、それぞれの心理的要因を高める方策について実践的な事例を挙げながら考察する。なお、心理的自己同一性、内発的動機づけに関しては、1~3年生を対象とした調査から、SRLS に関しては1年生を対象とした調査からそれぞれ主体的な学修態度との関連を実証的に検討している。この点を踏まえ、ここでは学年を考慮した上で考察を行う。

まず、大学生のアイデンティティを高めるためには、どのようなサポートが必要となるのだろうか。ここでのアイデンティティとは、目指すべき自己や社会的適応感から構成される心理社会的自己同一性である。そして、第5章で確認したように、心理社会的自己同一性は、キャリアデザイン（将来設計）、社会性、社会人基礎力との関連が予測されることから、それを高めるためにはキャリア教育が有効かもしれない。ただし、学年を通じて同一の内容を教授するのではなく、学年に応じたキャリア教育を実施する必要があるだろう。なぜなら、第4章でも言及したように、媒介モデルに対する多母集団同時分析の結果

は、学年を通じて、心理社会的自己同一性を高めることが主体的な学修態度の形成に寄与する可能性を示していたが、心理社会的自己同一性の「質」は学年ごとに異なる可能性があるため、アイデンティティを効果的に高めるためには、1年生、3年生には学年に即したキャリア教育を実施することが望ましいと考えられるからである。具体的な実践事例として、法政大学のキャリア教育のカリキュラムが挙げられる。法政大学における1年生を対象としたキャリア教育では、新入生が先輩や教員との懇談会といった活動を通して、「働くこと」、「仕事について」、「社会とは」、「自分とは」などを考える自己探求の機会を得る一方で、3年生を対象としたキャリア教育では、インターンシップ、企業訪問など就職に直結する内容のサポートの方策が多く用いられる（法政大学 HP <http://www.hosei.ac.jp/careershien/careerdesign.html> 参照日 2013.12.4）。このような、学年に応じたキャリア教育の実施は、効果的に心理社会的自己同一性を明確にするようなサポートとなり、さらには主体的な学修態度の形成を促すことにつながる可能性がある。

さらに、自らのキャリアについて考え、また学修した内容を記録し、保管することは重要である。なぜなら、キャリアに関する取り組みは、記録として残さなければその場限りの経験となってしまうことが多いからである。このような問題を解決する方法として近年注目を集めているものがeポートフォリオである。eポートフォリオとは、ICT (Information and Communication Technology) を用いて、自分自身の活動記録を保存しておくシステムである（小川・小村, 2012）。金沢工業大学では、eポートフォリオを全学年に導入し、その中でもキャリアポートフォリオに、自分の特性と目標、高校までの自分史、在学中の取り組み、大学卒業後のキャリア像を記録させることで、大学生が自分自身の過去、現在、未来の一貫性と職業（社会）との斉一性を明確にできるようサポートしている（金沢工業大学 HP <http://www.kanazawa-it.ac.jp/kyoiku/portfolio.html> 参照日 2013.12.4）。eポートフォリオを用いて、大学生に自分自身の4年間の軌跡を記録させることは、これまでの自分を明確にすると同時に、目指すべき自己、社会的な自己を明確にする可能性がある。

このように、学年に応じたキャリア教育、学士課程教育の4年間の経験を記録するeポートフォリオを組み合わせることで、大学は大学生の心理社会的自己同一性を効果的に高めることができるかもしれない。今後、大学は Rich & Schachter (2012), Sinai et al. (2012) が示したように、教員の働きかけやカリキュラムが心理社会的自己同一性とどのように関連するのかを実証的に検討し、知見を蓄積していくことが求められる。

次に、内発的動機づけを高めるようなサポートとしてはどのようなものが考えられるだ

ろうか。第4章で触れたように、内発的動機づけは学修への興味関心であり、それらを高めるようなサポートが求められる。内発的動機づけを高める方法としては、学問的な興味・関心を引くようなサポートの方策や、学修する内容と社会生活とのつながりを理解させる方策が有効とされている（鹿毛, 2013; 櫻井, 2009）。学問的な興味・関心を引くような方策で内発的動機づけを高めるためには、一般教養科目の授業よりも専門科目の授業が適しているかもしれない。内発的動機づけは、生来的に備わっている側面もあるが、学習者の経験にも強く依存するため（Deci & Ryan, 2002; 櫻井, 2009）、これまでの経験に積み重なるような専門的な内容を学修することで内発的動機づけは高まる可能性があるからである。専門的な内容を教授する授業を実施することは、大学1年生を対象とした場合は困難かもしれないが、大学における新たな知的刺激として「研究」に触れさせることは、大学生の内発的動機づけを高める可能性がある。京都大学では、大学1年生を対象に、少人数制で研究について学ぶポケットゼミを行っている。ポケットゼミは、高校までの教育課程で学ぶことが少なかった「研究」に触れ、その知見を深めることを目的としており、大学1年生の学習意欲を刺激し、高めることが期待されている。また、大学生を対象にインタビュー調査を行った研究では、「課題の難易度が高いほど、学習に対する動機づけが高まる」という記述がみられることから（蔣, 2010）、単に課題を出すだけではなく、学習者の力量に合せて適切な課題を提供することが知的好奇心、すなわち内発的動機づけを高める可能性がある。

学修する内容と社会生活とのつながりを理解させることで内発的動機づけを高める方策としては、サイエンスコミュニケーション（science communication）の取り組みが挙げられる。サイエンスコミュニケーションとは、科学について科学者ではない一般市民と対話することで、科学に対する理解を広げようとする取り組みである（岸田, 2011 など）。北海道大学では、サイエンスコミュニケーションを行う実践者をサイエンスコミュニケーター（science communicator）とし、大学生にサイエンスコミュニケーターをさせることで、これまで学んだ知識が社会にどのように役立つのか省察の機会及び他者に伝える実践を行っている（北海道大学 HP <http://costep.hucc.hokudai.ac.jp/costep/> 参照日 2013.12.4）。これらの取り組みを通して、大学生は自らの経験を相対化させ、これまでよりも学修することの価値を高めることが期待されている。

このように、大学が学年の違いを考慮した上で専門教育や、学修と社会とのつながりを意識させるような取り組みを行うことで、効果的に大学生の内発的動機づけを高めること

ができるかもしれない。ただし、大学生が持つ研究に対する興味の程度や学修課題の難易度は大学によって異なることが予測される。また、内発的動機づけは知能や学力との関わりも指摘されており、学力の高い一部の大学生にサポート方策として有効である可能性も指摘されていることから（本田，2005 など），大学は，大学生にとって，「適度な」興味・関心のレベルを見出し，内発的動機づけを高めるサポートの方策の実行可能性を検討していく必要があると考えられる。

最後に，SRLS をサポートするためには，どのような方策が考えられるだろうか。第 9 章で明らかになったように，大学生の SRLS は入学初期の大学への適応過程において変化し，主体的な学修態度の変化と関連していることから，初年次教育でのサポートが特に有効であると考えられる。SRLS などの学習方略は，その獲得を促す介入プログラムを開発可能であることから（Weinstein, Schulte, & Palmer, 1987 など），SRLS を獲得させるための介入プログラムを開発する必要がある。例えば及川・坂本（2007）では，学習方略とは異なるものの，ストレスへの対処方略を獲得させる心理的介入プログラムを開発しており，授業を通してストレスとは何か，その対処方法とは何かという内容を教授活動に盛り込んだ介入実験授業を実施している（Table 10-1）。SRLS に関しても及川・坂本（2007, 2008）のように，介入プログラムの開発を行い，実施していくことで大学生に SRLS を効果的に獲得させることが可能になると考えられる。

また，大学生に学修してきた内容を振り返らせ，確認させるような仕組みやツールを用いることは，SRLS を高める有効な方策と考えられる。具体的な方法として，授業の合間や授業後にリフレクションシートを書かせることが有効かもしれない。リフレクションシートを書くためには，学修した内容を整理し，構造化する作業が必要となるからである。ただし，大学教員は大学生に「授業の感想」などを書かせるのではなく，大学生が学修した内容を整理し，構造化できるような問いを設定する必要があるだろう。加えて，授業外での課題として復習を課すことも大学生に学習した内容を振り返らせる機会を提供することとなる。復習の課題としては授業で学んだ内容に即したリーディング・アサインメントや，レポートを書かせることが挙げられる。さらに，ICT を活用することも大学生の SRLS を効果的に高めるために有用であるとされている（Zimmerman, 2008）。実際，自学自習コンテンツや小テストなどが実装されている ICT を活用し，対面授業と融合させたブレンディッドラーニングを取り入れた実践授業が，大学生の SRLS の獲得に寄与する可能性を示した研究は多くなされている（Chang, 2005; 北澤・永井・上野, 2008; Pazziferro, 2008; 齋藤・

Table 10-1 抑うつ予防を目的とした心理教育プログラム（及川・坂本, 2008）

回とテーマ	概要	ホームワークの内容
1. オリエンテーション	「音楽に合わせた自己表現」という課題を与えて、認知、行動、感情、身体相互作用を経験してもらう。ポジティブ思考も含めて、同じ出来事でも考え方が様々であることを理解。	1日の出来事や自分の気分、考えについてふりかえってみるワーク。
2. 「注目点」（認知面）	認知行動的枠組みの理解。嫌な出来事を経験した際、注目点（自己状況か）により気分が異なることを理解。	「ネガティブな考え方」について考えるワーク、ネガティブな考え方のメリットとデメリットを考えるワーク。
3. 「メリット・デメリット」（認知面）	同じ場面でも、考え方によって気持ちが変わることを体験。自動思考にもメリット、デメリットがあることを理解。	認知の歪みが生じる場面について考える練習、自動的に思い浮かぶ考えを考え直す練習。
4. 「客観化・多面的評価」（認知面）	自動思考について、いくつかの観点を与え、様々な考え方をしてみる練習。同じ場面でも複数の考え方が可能であり、考え方により気分が変わることを理解。	思考を客観化し、思考の幅を広げる。
5. 中間まとめ	認知と気分の関連、さまざまなストレス対処に関する復習。ビデオを視聴し、これまでの内容の復習と次回以降のテーマに関する導入。	自動思考と事実を比較して、他の考え方を探すワーク、気晴らしについて考える。
6. 「気晴らし・ストレス対処」（行動面）	嫌な気分を変えるために行動を変えることも必要。自分にあった気晴らし法、問題解決のための様々な方法があることを理解。	気持ちのバランスをとって解決策を探すワーク、自分の気持ちや考えを他者に伝えることについて考えるワーク。
7. 「自己開示・自己主張」（対人面）	悩みの自己開示の効果を知り、上手な自己開示の仕方を学ぶ。場面設定によるロールプレイをし、気持ちを上手に伝える方法や社交の技術について理解。	自分の気持ちや考えを伝えるためのワーク、リラックスする方法について考える。
8. 「リラクセーション」（身体面）	ホームワークを基にリラクセスできる場所や状況について話し合う。リラクセーションを体験しながら、その役割について学び、様々な方法があることを理解。	レポート課題（介入授業全体の感想や評価などについて）。
9. 最終まとめ・二次予防	「うつ病」について知り、専門家への援助が必要な場合もあることを理解。これまでの復習とまとめ。自分が得意な方法や今後やってみたい方法を選択。	—

松田・合田・山田・加藤・宮川, 2008; Winters, Green, and Costich, 2008)。ICT を活用し、授業内での学修と授業外での学修をうまく連動させながら、大学生に学修した内容を振り返らせ、知識の整理・構造化を促すような授業デザインの構築が求められる。

このように、SRLS（特に「認知調整方略」、「動機づけ調整方略」）を高めるような介入プログラムを開発し、さらに ICT の活用を組み込んだ初年次教育を実施することで大学生に SRLS を効果的に獲得させることが可能になるかもしれない。ただし、あくまで SRLS は大学で学修するための方法であり、専門的な知識を効果的に獲得するための心理的技法である。SRLS の限界を理解し、他の授業との相補的な関係を前提とした上で SRLS を獲得させる授業をカリキュラムに組み込む必要がある。今後は、ICT の活用を組み込んだ上で介入プログラムの開発を進める必要があると考えられる。

これまで、アイデンティティ、内発的動機づけ、SRLS を高める方策について実践事例を交えながら考察してきた。これらのことから得られた示唆とは、主体的な学修態度の形成をサポートするための方策は、大学生のアイデンティティに関わる側面からスキルの側面まで多様であり、授業の科目や学年に応じて、最善のサポート方策を選ぶ必要があるということである。当然のことながら、全ての大学に通ずる最善のサポート方策など存在しない。どのようなサポートが効果的なのかは各大学の置かれた状況に依存するため、大学は、カリキュラムの構成、大学生の特徴を踏まえた上で、どのような方策が最善策となるのか吟味し、選択する必要があるだろう。

もちろん、本研究では介入実験研究を行っていないため、これらの方策が本当に心理的要因を高めるのか、その効果については推測の域を出ない。しかし、大学生の主体的な学修態度の形成をサポートする上で、介入するための視点すらなかった現状において、そのサポートの方向性を実証的な研究に基づき提示したことは意義のあることと言える。そして、上述したサポートの方策は、SRLS のプログラムの開発など今後考えていくべきものもあるが、内発的動機づけを高める方策などは従来から検討されてきたものである。このことは、主体的な学修態度の形成を促すために新しい取り組みを行うことも重要だが、まずこれまでの取り組みが主体的な学修態度の形成とどのように関連しているのかを吟味する必要があることを示している。すなわち、本論文におけるサポートの方策は、現在行っている実践を「主体的な学修態度を形成するための方策」として捉え直す視点として理解することができる。今後は、上記の取り組みと心理社会的自己同一性、内発的動機づけ、SRLS との関わりを実証的に検討することで、ここで取り上げられたサポートの方策の妥

当性が確認されると考えられる。

以上、本論文は大学生の「主体的な学修」の質的側面である主体的な学修態度を測定可能な尺度を開発し、その形成を促す心理的要因との実証的検討を通して、「主体的な学修」を量・質の両側面から測定及び評価する枠組みを構築した。このことから、大学生に効果的に「主体的な学修」をさせるためには、量・質の両側面から大学生の「主体的な学修」の現状を把握し、両者のバランスから教育改善活動を進めていくことの必要性という示唆を得た。さらには主体的な学修態度の形成を促す心理的要因との実証的検討を通して、心理的要因に即したサポートの方策を提言した。それらは、心理社会的自己同一性についてはキャリア教育で、内発的動機づけは専門科目の教育で、SRLS については初年次教育でのサポートの方策であった。このことから、主体的な学修態度の形成をサポートするための方策は、大学生のアイデンティティに関わる側面からスキルの側面まで多様であり、授業の科目や学年に応じて、最善のサポート方策を選ぶことの必要性という示唆を得た。これらの知見は、大学生が「主体的に学修」するようになるための知見であり、また、学士課程教育の質の保証を実現するための一助となる知見として理解することができるだろう。

もちろん、本論文にはいくつかの点で限界があり、それらの限界を補足するような研究を行うことで、今後、さらに有益な知見を得ることができると考えられる。次に、本論文の限界と今後の展望について述べる。

10.3 本論文の限界と今後の展望

本研究の限界としては以下の3点が挙げられる。1点目は、データの限界性である。本論文において用いたデータは、大学、学部などランダムサンプリングを用いて得られたものではない。「主体的な学修」には、大学の偏差値や学部の特性などの文脈が影響する可能性がある。また、研究3では、1年生、2年生、3年生のデータを収集することができたが、研究4以降では大学1年生のデータのみであった。そのためSRLSの考察は1年生の初年次教育に言及するに留まっている。さらに、研究1～6における結果は、あくまで横断調査の結果から得られたものであり、変数間の相関関係から因果の方向性を仮定しているに過ぎない。研究7においても4月から7月という比較的短期間の縦断調査に留まっている。変数間の関連を因果関係に踏み込んで検討していくためには、学年を通じてのデー

タの収集とより長期的な縦断調査の実施が必要となる。

2 点目は、本論文において開発された主体的な学修態度尺度の予測的妥当性が検討されていない点である。本論文では、主体的な学修態度の形成プロセスを明確にすることに焦点を当てたため、主体的な学修態度が学士課程教育の質を保证するか、すなわち「学士力」に代表されるような汎用的技能を予測するか、さらには、大学を卒業し、その後の社会生活における生涯にわたって学び続ける力を予測するのか、という点は明らかになっていない。主体的な学修態度の予測的妥当性を検討するためには、学士課程における主体的な学修態度の形成が卒業時の「学士力」を促すのか、さらには学士課程修了以降、主体的な学修態度が生涯にわたって学び続ける力（文部科学省，2012）の形成にどのように寄与するのかを検討する必要がある。今後、これらの検討を行うためには、企業との連携を行い、学士課程教育を越えた視点から調査を計画し実施する必要がある。

3 点目は、測定した指標の限界である。本論文における実証的研究の方法は、リッカート方式の質問紙調査のみであった。そのため、得られた結果は、あくまで回答者の自己評価に基づく者である。特に、SRLS、主体的な学修態度に関しては、その測定の方法に限界がある。さらに、本論文においては学業成績や作品など直接評価の指標について言及していない。今後は、行動観察や直接評価の指標と組み合わせることで、本論文において得られた知見の妥当性について明らかにしていく必要がある。

以上の限界点を補足するような研究を進めることで、本論文において得られた知見の妥当性が確認されることが考えられる。

10.4 終わりに：大学教育研究の今後の進展に向けて

大学生が「主体的に学修」するために、大学教員はどのようなサポートを行うことができるのか。これは、日本の大学教育において解決すべき喫緊の課題の1つであり、各大学がその方法を模索している現状にある。それではなぜ、喫緊の課題となっているのか。それは大学生の学習が「ブラックボックス」とされてきたからである。大学生はそれまでの教育課程と比べ、大学以外にもアルバイト・クラブ・サークルなど生活領域が拡大した中で学び、成長していることから、学習を細分化することは大学生の「豊かな学習」を損ねるものとしてタブー化されてきた風潮がある。その結果、大学生の学習は「ブラックボックス」となり、大学教育研究における大学生の学習というテーマがそれほど注目されず、

今日に至ってきた。このことは、初等・中等教育の知見を元に教育心理研究が発展してきたものの、その知見が大学教育研究において（一部を除き）、十分に活かされてこなかったことから理解できる。

しかしながら、大学教育の質保証やアカウンタビリティが強く求められる現状においては、大学生の「豊かな学習」が「ブラックボックス」のままではすまされない。大学は大学生が大学での経験を通して何を学び、どのように成長しているのかを社会的に説明することが求められている。そのような社会的要請に応えるためには、大学生の学習を細分化し、大学のカリキュラム・教授法と関連した学修に着目し、学修を通しての成長を明確にする必要がある。学修の範囲、その限界が示されることで、学修以外の学習の輪郭が明らかになり、ひいてはこれまで指摘されてきた大学本来の「豊かな学習」の内実が明らかになる可能性がある。

このような問題意識から、本論文では「主体的な学修」、とりわけ主体的な学修態度に焦点を当て、その形成に寄与する心理的要因との実証的検討を行ってきた。仮説を生成するために、教育心理学の知見だけでなく発達心理学の知見を盛り込むことで、教育と発達を架橋し、さらには、大学生の「主体的な学修」をサポートするための知見を得ようと試みてきた。得られた知見にはいくつかの限界があるものの、量・質の両側面から「主体的な学修」を測定及び評価する枠組みを構築し、主体的な学修態度の形成を促す心理的要因に即したサポートの方策を提言したことには一定の意義があったと考えている。今後、大学が大学生の学修を明確に測定し、評価することを通して社会的な説明責任を果たしていくために、大学教育研究は、教育学、心理学との架橋を行いながら、大学生がどこで何を学び、どのように成長していくのかという「学びと成長」（溝上, 2012）をコンセプトとした研究を発展させなければならない。本論文がこれらの大学教育研究の発展の一助となることができれば、これほど嬉しいことはない。

資料：使用尺度

* は逆転項目を表す。

研究 1.2

学修時間

あなたは最近、次の活動にどれくらいの時間を費やしましたか。平均的な時間数として最もあてはまる番号に○をつけてください。（1 週間あたりの時間数）

1 全然ない, 2 1 時間未満, 3 2 時間, 4 5 時間, 5 10 時間, 6 15 時間, 7 20 時間, 8 21 時間以上

積極的関与（4 件法：浅野, 2002）

1. 自分では学習意欲は高い方だと思う
2. 自分では積極的に学習していると思う
3. 勉強は好きである。

継続意志（4 件法：浅野, 2002）

1. できるだけ長く勉強を続けたい
2. 学びたい気持ちがある

目標指向性（5 件法：白井, 1997）

1. 私にはだいたいの将来設計がある
2. 将来のためを考えて今から準備していることがある
3. *私の将来は漠然としていてつかみどころがない
4. *将来のことはあまり考えたくない
5. 私の将来には、希望がもてる

自尊心（5 件法：山本・松井・山成, 1982）

1. 少なくとも人並みには、価値のある人間である
2. 色々な良い資質を持っている
3. *敗北者だと思えることがよくある

4. 物事を人並みには、うまくやれる
5. *自分には自慢できるところがあまりない
6. 自分に対して肯定的である
7. だいたいにおいて、自分に満足している
8. *自分は全くだめな人間だと思うことがある
9. *何かにつけて、自分は役に立たない人間だと思う

進路不決断尺度 (5 件法 : 清水, 1990)

1. 将来の職業を決めることに対して不安がある
2. 職業を決めることがうまくいくかどうか心配である
3. どのようにして職業を決めればよいのかわからないので不安である
4. 将来の職業を決めることが漠然としていて不安である

研究 3

心理社会的自己同一性 (アイデンティティ 7 件法 : 谷, 2001)

対自的同一性

1. 自分が望んでいることがはっきりしている
2. 自分がどうなりたいのかがはっきりしている
3. 自分のすべきことがはっきりしている
4. *自分が何をしたいのかよくわからないと感ずるときがある
5. *自分が何を望んでいるのかわからなくなることがある

心理社会的同一性

1. 現実の社会の中で、自分らしい生き方ができると思う
2. 現実の社会の中で、自分らしい生活が送れる自信がある
3. 現実の社会の中で自分の可能性を十分に実現できると思う
4. *自分らしく生きてゆくことは、現実の社会の中では難しいだろうと思う
5. *自分の本当の能力を生かせる場所が社会にはないような気がする

研究 4

学習方略尺度 (5 件法 : 佐藤・新井, 1998)

認知的方略

1. 学習する時は、内容を頭に思い浮かべながら考える
2. 学習をする時は、内容を自分の知っている言葉で理解するようになる
3. 学習していて分からないところがあったら、先生に聞く
4. 新しいことを学習する時、今までに学習したことと関係があるかどうか考えながら学習する
5. 学習する時は、学習に集中できるような工夫をする
6. 学習する時は、大切なところはどこかを考えながら学習する
7. 学習をする時は、授業中に先生の言ったことを思い出すようにする

作業方略

1. 学習するときは、参考書や事典などがすぐ使えるように準備しておく
2. 学習する前に、勉強に必要な本などを用意してから学習するようにしている
3. 学習していて大切だと思ったところは、言われなくてもノートにまとめる
4. 学習で大切なところは、繰り返し書いたりしておぼえる
5. 学習していて間違えたところは、しるしをつけておいて後で見なおす
6. 学習で大切なところは、繰り返し声に出しておぼえる
7. 学習する時は、自分ひとりの力だけでするようにしている

情動焦点型コーピング（5件法：尾関, 1993）

1. 自分で自分を励ます
2. 物事の明るい面を見ようとする
3. 今の経験はためになると思うようにする

引用文献

- Adams, G. R., Ryan, B. A., & Keating, L. (2000). Family relationships, academic environments, and psychosocial development during the university experience: A longitudinal investigation. *Journal of Adolescent Research*, **15**, 99-122.
- 安西裕一郎 (2012). 主体的に学ぶ IDE 現代の高等教育, **543**, 5-10.
- Artino, A. R., Hemmer, J. P., & During, S. J. (2011). Using self-regulated learning theory to understand the beliefs, emotions, and behaviors of struggling medical students. *Academic Medicine*, **86**, 35-38.
- 浅野志津子 (2002). 学習動機が生涯学習参加に及ぼす影響とその過程：放送大学学生と一般大学学生を対象とした調査から 教育心理学研究, **50**, 141-151.
- Astin, A. W. (1984). Student involvement: A developmental theory for higher education. *Journal of College Student Personnel*, **25**, 297-308.
- Astin, A. W. (1993). *Assessment for excellence: The Philosophy and Practice of Assessment and evaluation in Higher education*. Phoenix, Arizona, Oryx Press.
- Baker, S. R. (2003). A prospective longitudinal investigation of social problem-solving appraisals on adjustment to university, stress, health, and academic motivation and performance. *Personality and Individual Differences*, **35**, 569-591.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy : The exercise of control*. New York: Freeman.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, **51**, 1173-1182.
- Berger, J. L., & Karabenick, S. A. (2011). Motivation and students' use of learning strategies: Evidence of unidirectional effects in mathematics classrooms. *Learning and Instruction*, **21**, 416-428.
- Berzonsky, M. D., & Kuk, L. S. (2000). Identity status, identity processing style, and the transition to university. *Journal of Adolescent Research*, **15**, 81-98.
- Berzonsky, M. D., & Kuk, L. S. (2005). Identity style, psychological maturity, and academic performance. *Personality and Individual Differences*, **39**, 235-247.
- Birenbaum, N. (1997). Assessment preferences and their relationship to learning strategies and orientations. *Higher Education*, **33**, 71-84.

- Boyd, V. S., Hunt, P. F., Kandell, J. J., & Lucas, M. S. (2003). Relationship between identity processing style and academic success in undergraduate students. *Journal of College Student Development*, **44**, 155-167.
- Brint, S., Cantwell, A. M., & Hanneman, R. A. (2008). The two cultures of undergraduate academic engagement. *Research in Higher Education*, **49**, 383-402.
- Brint, S. & Cantwell, A. M. (2010). Undergraduate Time Use and Academic Outcomes: Results from UCUES 2006. *Teachers College Record*, **112**, 2441-2470.
- Brunstein, J. C., & Glaser, C. (2011). Testing a path-analytic mediation model of how self-regulated writing strategies improve fourth graders' composition skills: A randomized controlled trial. *Journal of Educational Psychology*, **103**, 922-938.
- Busato, V. V., Prins, F. J., Elshout, J. J., & Hamaker, C. (1998). Learning styles: A cross-sectional and longitudinal study in higher education. *British Journal of Educational Psychology*, **68**, 427-441.
- キャロル, M. (2005). 高校から大学への移行に関する一考察：学生・教員・大学組織の三者への提言. 中島英博（訳）名古屋大学高等教育研究, **5**, 167-184.
- Chang, M. M. (2005). Applying Self-Regulated Learning strategies in a web-based instruction: An Investigation of motivation perception. *Computer Assisted Language Learning*, **18**, 217-230.
- Chickering, A. W. (1969). *Education and identity*. San Francisco: Jossey-Bass.
- 近田政博 (2009). 学びのティップス：大学で鍛える思考法 玉川大学出版部
- Coertjens, L., Donche, V., De Maeyer, S., Vanthournout, G., & Van Petegem. (2012). Longitudinal measurement invariance of likert-type learning strategy scales: Are we using the same ruler at each wave? *Journal of Psychoeducational Assessment*, **30**, 577-587.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavior science (2nd edn)*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Cokley, K. O. (2003). What do we about the motivation of African American students? Challenging the “anti-intellectual” myth. *Harvard Educational Review*, **73**, 524-558.
- Corkin, D. M., Yu, S. L., & Lindt, S. F. (2011). Comparing active delay and procrastination from a self-regulated learning perspective. *Learning and Individual Differences*, **21**, 602-606.
- Côté, J. E., & Allahar, A. (2007). *Ivory tower blues: a university system in crisis*. Toronto: University of Toronto Press.

- Côté, J. E., & Levine, C.G. (2002). Identity formation, agency, and culture: A social psychological synthesis. Mahawah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Credé, M., & Phillips, L. A. (2011). A meta-analytic review of the motivated strategies for learning questionnaire. *Learning and Individual Differences*, **21**, 337-346.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (Eds.) (2002). *Handbook of self-determination research*. Rochester, NY: University of Rochester Press.
- Dinsmore, D. L., Alexander, P. A., & Loughlin, S. M. (2008). Focusing the conceptual lens on metacognition, self-regulation, and self-regulated learning. *Educational Psychological Review*, **20**, 391-409.
- Donche, V., Coertjens, L., & Van Petegem, P. (2010). Learning pattern development throughout higher education: A longitudinal study. *Learning and Individual Differences*, **20**, 256–259.
- Donche, V., De Maeyer, S., Coertjens, L., Van Daal., & Van Petegem, P. (2013). Differential use of learning strategies in first-year higher education: The impact of personality, academic motivation, and teaching strategies. *British Journal of Educational Psychology*, **83**, 238-251.
- Donche, V., & Van Petegem, P. (2009). The development of learning patterns of student-teachers: A cross-sectional and longitudinal study. *Higher Education*, **57**, 463–475.
- Duncan, T. G., & McKeachie, W. J. (2005). The making of the motivated strategies for learning questionnaire. *Educational Psychologist*, **40**, 117-128.
- Dyk, P. H., & Adams, G. R. (1990). Identity and intimacy: An initial investigation of three theoretical models using cross-lag panel correlations. *Journal of Youth and Adolescence*, **19**, 91-110.
- Eccles, J. S. (2009). Who am I and what am I going to do with my life? Personal and collective identities as motivators of action. *Educational Psychologist*, **44**, 78–89.
- Eccles, J. S., & Wigfield, A. (2002). Motivational beliefs, values, and goals. *Annual Reviews Psychology*, **53**, 109-132.
- Entwistle, N., & McCune, V. (2004). The conceptual bases of study strategy inventories. *Educational Psychology Review*, **16**, 325-345.
- Erikson, E.H. (1973). 自我同一性 (小此木啓吾訳編) 誠信書房. (Erikson, E.H. (1959). Identity and the life cycle. New York: W.W. Norton & Company.)
- Fays, C., & Sharp, D. (2008). Academic motivation in university: The role of basic psychological

- needs and identity formation. *Canadian Journal of Behavioral Science*, **40**, 189-199.
- 学校基本調査 (2013). http://www.mext.go.jp/b_menu/toukei/chousa01/kihon/1267995.htm
(参照日 2013.12.4)
- Gottfried, A. E., Fleming, J. S., & Gottfried, A. W. (2001). Continuity of academic intrinsic motivation from childhood through late adolescence: A longitudinal study. *Journal of Educational Psychology*, **93**, 3-13.
- Hancock, G. R., & Freeman, M. J. (2001). Power and sample size for the root mean square error of approximation test of not close fit in structural equation modeling. *Educational and Psychological Measurement*, **61**, 741-758.
- 半澤礼之 (2007). 大学生における「学業に対するリアリティショック尺度」の作成 キヤリア教育研究, **25**, 15-24.
- 半澤礼之 (2009). 大学1年生における学業に対するリアリティショックとその対処：学業を重視して大学に入学した心理学専攻の学生を対象とした面接調査から 青年心理学研究, **21**, 31-51.
- 半澤礼之・坂井敬子 (2005). 大学生における学業と職業の接続に対する意識と大学適応：自己不一致理論の観点から 進路指導研究, **23**, 1-9.
- 原田 新 (2012). 発達の移行における自己愛と自我同一性との関連の変化 発達心理学研究, **23**, 95-104.
- 畑野 快 (2010). 青年期後期におけるコミュニケーションに対する自信とアイデンティティとの関連性 教育心理学研究, **58**, 404-413.
- 速水敏彦 (1996). 大学生の動機づけ：教職科目の場合 教育心理学会第38回総会発表論文集, 350.
- 速水敏彦 (1998). 自己形成の心理：自律的動機づけ 金子書房
- Hill, P. L., Allemand, M., Grob, S. Z., Peng, A., Morgenthau, C., & K  ppler, C. (2013). Longitudinal relations between personality traits and aspects of identity formation during adolescence. *Journal of Adolescence*, **36**, 413-421.
- 本田由紀 (2005). 多元化する「能力」と日本社会：ハイパーメリトクラシー化の中で NHK ブックス
- 星野崇宏・岡田謙介・前田忠彦 (2005). 構造方程式モデリングにおける適合度指標とモデル改善について：展望とシミュレーション研究による新たな知見 行動計量学, **32**,

209-235.

- Howell, A. J., & Watson, D. (2007). Procrastination: Associations with achievement goal orientation and learning strategies. *Personality and Individual Differences*, **43**, 167-178.
- Hudson, N. W., Roberts, B. W., & Lode-Smith, J. (2012). Personality trait development and social investment in work. *Journal of Research in Personality*, **46**, 334-344.
- 市川伸一 (編) (1993). 学習を支える認知カウンセリング：心理学と教育の新たな接点
ブレーン出版
- 伊田勝憲 (2002). 学習動機づけの統合的理解に向けて：課題価値研究の意義と今後の方向性 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要(心理発達科学), **49**, 65-76.
- 伊田勝憲 (2003). 教員養成課程学生における自律的な学習動機づけの検討: 自我同一性, 達成動機, 職業レディネスと課題価値評定との関連から 教育心理学研究, **51**, 367-377.
- 伊田勝憲 (2008). 動機づけから自己をとらえる：学ぶということの意味を通して 榎本博明(編著)自己意識心理学 2 生涯発達心理学へのアプローチ (pp. 141-155) 金子書房
- 伊藤崇達・神藤貴明 (2003). 自己効力感, 不安, 自己調整学習方略, 学習の持続性に関する因果モデルの検証：認知的側面と動機づけ的側面の自己調整学習方略に着目して 日本教育工学会論文誌, **27**, 377-385.
- 鹿毛雅治 (2013). 学習意欲の理論：動機づけの教育心理学 金子書房
- 金子元久 (2007). 大学の教育力 筑摩書房
- 金子元久 (2012a). 大学教育と学生の成長 名古屋高等教育研究, **12**, 211-236.
- 金子元久 (2012b). 自律的学習への道 IDE 現代の高等教育, **543**, 16-22.
- Kaplan, A., & Flum, H. (2009). Motivation and identity: The relations of action and development in educational contexts. *Educational Psychologist*, **44**, 73-77.
- 河井 亨 (2012). 学生の学習と成長に対する授業外実践コミュニティへの参加とラーニング・ブリッジングの役割 日本教育工学会論文誌, **35**, 297-308.
- Kenny, D. A. (1975). Cross-lagged panel correlation: A test for spuriousness. *Psychological Bulletin*, **82**, 887-903.
- 木野 茂 (2009). 教員と学生による双方向型授業：多人数講義系授業のパラダイムの転換を求めて 京都大学高等教育研究, **15**, 1-12.
- 岸田一隆 (2011). 科学コミュニケーション：理科の＜考え方＞をひらく 平凡社

- 北澤 武・永井正洋・上野 淳 (2008). ブレンディッドラーニング環境におけるeラーニングシステムの利用の効果に関する研究：学習者の動機づけと自己制御学習方略に着目して 日本教育工学会論文誌, **32**, 305-314.
- Klassen, R. M., Krawchuk, L. L., & Rajani, S. (2008). Academic procrastination of undergraduates: Low self-efficacy to self-regulate predicts higher levels of procrastination. *Contemporary Educational Psychology*, **33**, 915-931.
- Kline, R. B. (2006). *Principles and practices of structural equation modeling (2nd ed.)*. New York: Guilford.
- Klimstra, T. A., Luyckx, K., Hale, W. W. III, Goossens, L., & Meeus, W. H. J. (2010). Longitudinal associations between profile stability and adjustment in college students: Distinguishing among overall stability, distinctive stability, and within-time normativeness. *Journal of Personality*, **78**, 1163-1184 .
- Lacobucci, D. (2008). *Mediation analysis: Antitative applications in the social science*. Los Angeles: Sage.
- Losier, G.F., & Koestner, R. (1999). Intrinsic versus identified regulation in distinct political campaigns: The consequences following politics for pleasure versus personal meaningfulness. *Personality and Social Psychology Bulletin*, **25**, 287-298.
- Luo, W., Paris, S. G., Hogan, D., & Luo, Z. (2011). Do performance goals promote learning? A pattern analysis of Singapore students' achievement goals. *Contemporary Educational Psychology*, **36**, 165-176.
- 松下佳代 (2012a). 『主体的な学び』の原点：学習の視座から 杉谷祐美子(編著)リーディングス 日本の高等教育2 大学の学び：教育内容と方法 (pp.355-362) 玉川大学出版部
- 松下佳代 (2012b). パフォーマンス評価による学習の質の評価：学習評価の構図の分析に基づいて 京都大学高等教育研究, **18**, 75-114.
- McArdle, J. J., & Nesselroade, J. R. (1994). *Using multivariate data to structure developmental change*. In H. W. Reese & S. H. Cohen (Eds.), *Lifespan developmental psychology: Methodological contributions* (pp. 223-267). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Meeus, W., Van de Schoot, R., Keijsers, L., Schwartz, S. J., & Branje, S. (2010). On the progression and stability of adolescent identity formation. A five-wave longitudinal study in

- early-to-middle and middle-to-late adolescence. *Child Development*, **81**, 1565–1581.
- Meeus, W., Van de Schoot, R., Keijsers, L., & Branje, S. (2012). Identity Statuses as Developmental Trajectories: A Five-Wave Longitudinal Study in Early-to-Middle and Middle-to-Late Adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, **41**, 1008-1021.
- 溝上慎一 (2001). 大学生固有の意味世界に迫るためのポジション理論 溝上慎一編 大学生の自己と生き方：大学生固有の意味世界に迫る大学生心理学 (pp. 50-66.) ナカニシヤ出版
- 溝上慎一 (2004). 大学新入生の学業生活への参入過程：学業意欲と授業意欲 京都大学高等教育研究, **10**, 67-87.
- 溝上慎一 (2008). 自己形成の心理学：他者の森を駆け抜けて自己になる 世界思想社
- 溝上慎一 (2009). 「大学生の過ごし方」から見た学生の学びと成長の検討：正課・正課外のバランスのとれた活動が高い成長を示す 京都大学高等教育研究, **15**, 107-118.
- 溝上慎一 (2010a). 現代社会における大学生の学びとアイデンティティ形成 佐伯 胖 (監修)・渡部信一 (編) 学びの認知科学事典 (pp.223-238) 大修館書店
- 溝上慎一 (2010b). 現代青年期の心理学 有斐閣
- 溝上慎一 (2012). 学生の学びと成長 京都大学高等教育研究開発推進センター (編) 生成する大学教育学 (pp. 119-145) ナカニシヤ出版
- 溝上慎一・中間玲子・山田剛史・森 朋子 (2009). 学習タイプ (授業・授業外学習) による知識・技能の獲得差異 大学教育学会誌, **31**, 112-119.
- 文部科学省 (2008). 学士課程教育の構築に向けて (答申) . http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo0/toushin/1217067.htm (参照日 2013.12.4)
- 文部科学省 (2012). 予測困難な時代において生涯学び続け、主体的に考える力を育成する大学へ. http://www.mext.go.jp/b_menu/shingi/chukyo/chukyo4/siryu/1324511.htm (参照日 2013.12.4)
- Montgomery, M. J. (2005). Psychosocial Intimacy and Identity: From Early Adolescence to Emerging Adulthood. *Journal of Adolescent Research*, **20**, 346-374.
- 森 利枝 (2011). 報告 1「単位制度の基盤と今日的課題—時間と成果—」 京都大学高等教育研究, **17**, 140-144.
- 村山 航 (2003). 学習方略の使用と短期的・長期的な有効性の認知との関係 教育心理

- 学研究, **51**, 130-140.
- 村山 航 (2012). 妥当性：概念の歴史的変遷と心理測定学的観点からの考察 教育心理
学年報, **51**, 118-130.
- 中間玲子 (2008). キャリア教育における教育効果の検討：キャリアに対する態度と自己
の変化に注目して 京都大学高等教育研究, **14**, 45-57.
- 中谷陽輔・友野隆成・佐藤 豪 (2011). 現代青年においてアイデンティティ(自我同一性)
の危機は顕在化するのか パーソナリティ研究, **20**, 63-72.
- 西垣順子 (2008). 初年次教育の「質」に関する調査報告：学生による質評価と成績評価,
自主学習の関連 大阪市立大学『大学教育』, **6**, 1-8.
- 小方直幸 (2008). 学生のエンゲージメントと大学教育のアウトカム 高等教育研究, **11**,
45-64.
- 小笠原正明 (2012). 主体的学びのパラドックス IDE 現代の高等教育, **543**, 41-44.
- 小川賀代・小村道昭 (2012). 大学力を高める e ポートフォリオ：エビデンスに基づく教
育の質保証をめざして 東京電機大学出版局
- 及川 恵・坂本真士 (2007). 女子大学生を対象とした抑うつ予防のための心理教育プロ
グラムの検討：抑うつ対処の自己効力感の変容を目指した認知行動的介入(実践研究)
教育心理学研究, **55**, 106-119.
- 及川 恵・坂本真士 (2008). 大学生の精神的不適応に対する予防的アプローチ：授業の
場を活用した抑うつの一次予防プログラムの改訂と効果の検討 京都大学高等教育
研究, **14**, 145-156.
- 岡田いずみ (2007). 学習方略の教授と学習意欲：高校生を対象とした英単語学習におい
て 教育心理学研究, **55**, 287-299.
- 岡田 涼 (2010). 自己決定理論における動機づけ概念間の関連性：メタ分析による相関
係数の統合 パーソナリティ研究, **18**, 152-160.
- 岡田 涼・中谷素之 (2006). 動機づけスタイルが課題への興味に及ぼす影響：自己決定
理論の枠組みから 教育心理学研究, **54**, 1-11.
- 奥田裕一郎 (2012). 心理学からみた我が国のラーニング・コモンズにおける学びの動向
と今後の課題 共愛学園前橋国際大学論集, **12**, 91-103.
- 尾関友佳子 (1993). 大学生用ストレス自己評価尺度の改定：トランスアクション的な分
析に向けて 久留米大学院比較文化研究年報, **1**, 95-114.

- Pace, R. C. (1990). *The Undergraduates*. A Report of Their Activities and Progress in the 1980's, Center for the Study of Evaluation University of California Los Angeles.
- Pascarella, E. T., & Terenzini, P.T. (2005). *How college affects students (2nded) : A third decade of research*. SanFrancisco: Jossey-Bass.
- Phillips, P., Abraham, C., & Bond, R. (2003). Personality, cognition, and university students' examination performance. *European Journal of Personality*, **17**, 435-448.
- Pintrich, P. R. (1999). The role of motivation in promoting and sustaining self-regulated learning. *International of Educational Research*, **31**, 459-470.
- Pintrich, P. R. (2003). *Motivation and classroom learning*. In W. M. Reynolds & G. E. Miller (Eds.). *Handbook of psychology: Educational psychology*(pp. 103–122). New York, NY: Wiley.
- Pintrich, P. R. (2004). A conceptual framework for assessing motivation and self-regulated learning in college students. *Educational Psychology Review*, **4**, 385-408.
- Pintrich, P. R., & De Groot, E. V. (1990). Motivational and self-regulated learning components of classroom academic performance. *Journal of Educational Psychology*, **82**, 33-40.
- Pintrich, P. R., Smith, D., Garcia, T., & McKeachie, W. J. (1991). *A manual for the use of Motivated Strategies for Learning Questionnaire (MSLQ)*, The University of Michigan, Ann Arbor, MI.
- Pintrich, P. R., Smith, D., Garcia, T., & McKeachie, W. J. (1993). Predictive validity and reliability of the Motivated Strategies for Learning Questionnaire. *Educational and Psychological Measurement*, **53**, 801-813.
- Pratt, M. W. (2000). The transition to university: Contexts, connections, and consequences. *Journal of Adolescent Research*, **15**, 5–9.
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models. *Behavior Research Methods*, **40**, 879-891.
- Puzziferro, M. (2008). Online technologies self-efficacy and self-regulated learning as predictors of final grade and satisfaction in college-level online courses. *The American Journal of Distance Education*, **22**, 72-89.
- Ratelle, C. F., Guay, F., Vallerand, R. J., Larose, S., & Senecal, C. (2007). Autonomous, controlled,

- and amotivated types of academic motivation: A person-oriented analysis. *Journal of Educational Psychology*, **99**, 734-746.
- Reis, O., & Youniss, J. (2004). Patterns in identity change and development in relationships with mothers and friends. *Journal of Adolescent Research*, **19**, 31-44.
- Rich, Y., & Schachter, E.P. (2012). High school identity climate and student identity development. *Contemporary Educational Psychology*, **37**, 218-228.
- Rosenthal, D. A., & Cichello, A. M. (1986). The meeting of two cultures: Ethnic identity and psychosocial adjustment of Italian-Australian adolescence. *International Journal of Psychology*, **21**, 487-501.
- Rosenthal, D. A., Gurney, R.M., & Moore, S. M. (1981). From trust to intimacy: A new inventory for examining Erikson's stages of psychosocial development. *Journal of Youth and Adolescence*, **10**, 525-537.
- Ryan, R.M., & Connel, J. P. (1989). Perceived locus of causality and internalization: Examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology*, **57**, 749-761.
- Ryan, R. M., & Deci, E.L. (2000). Self-determination theory and facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, **55**, 68-78.
- Ryan, R. M., & Deci, E.L. (2006). Self-regulation and the problem of human autonomy : Does psychology need choice, self-determination, and will? *Journal of Personality*, **74**, 1557-1585.
- 佐伯昌洋・平田 薫・成田健一 (2013). 大学移行における自己調整学習方略の変化と大学適応との関連 : 面接調査を用いた探索的研究 関西学院大学高等教育研究, **3**, 41-53.
- 櫻井茂男 (2009). 自ら学ぶ意欲の心理学 : キャリア発達の視点を加えて 有斐閣
- 齋藤 裕・松田岳士・合田美子・山田政寛・加藤浩・宮川裕之 (2012). 自己調整学習サイクルの計画段階に注目した e メンタ負担軽減システムの開発と評価 日本教育工学会論文誌, **36**, 9-20
- 佐々木雄太 (2012). 主体的な学びの回復のために IDE 現代の高等教育, **543**, 11-15.
- 佐藤 純・新井邦二郎 (1998). 学習方略の使用と達成目標及び原因帰属との関係 筑波大学心理学研究, **20**, 115-124.

- Schunk, D. H., & Zimmerman, B. J. (2009). *Motivation and self-regulated learning: Theory, research, and applications*. New York. Routledge: Taylor & Francis Group.
- Schwartz, S. J. (2007). The structure of identity consolidation: Multiple correlated constructs or one superordinate construct? *Identity: An International Journal of Theory and Research*, **7**, 27-49.
- Schwinger, M., Steinmayr, R., & Spinath, B. (2009). How do motivational regulation strategies affect achievement: Mediated by effort management and moderated by intelligence. *Learning and Individual Differences*, **19**, 621-627.
- 瀬尾美紀子・植坂友理・市川伸一 (2008). 学習方略とメタ認知 三宮真智子 (編) メタ認知-学習力を支える高次認知機能 (pp. 55-73) 北大路書房
- Severiens, S., Dam, G. T., & Wolters, B. V. (2001). Stability of processing and regulation strategies: Two longitudinal studies on student learning. *Higher Education*, **42**, 437-453.
- Shavelson, R. J. (2010). *Measuring college learning responsibility: Accountability in a new era*. San Francisco CA: Stanford University Press.
- 清水一彦 (1998). 日米の大学単位制度の比較史的研究 風間書房
- 清水和秋 (1990). 進路不決断尺度の構成：中学生について 関西大学社会学部紀要, **22**, 63-81.
- 清水和秋・三保紀裕 (2011). 潜在差得点モデルからみた変化：大学新入生の半年間の適応過程を対象として 関西大学社会学部紀要, **42**, 1-28.
- 下山晴彦 (1992). 大学生のモラトリアムの下位分類の研究：アイデンティティの発達との関連で 教育心理学研究, **40**, 121-129.
- 下山晴彦 (1995). 男子学生の無気力の研究 教育心理学研究, **43**, 145-155.
- 篠ヶ谷圭太 (2012). 学習方略研究の展望：学習フェイズの関連づけの検討から 教育心理学研究, **60**, 92-105.
- 神藤貴昭・伊藤崇達 (2000). 高等学校と大学の接続に関する研究(その2)：大学の学業文化への参入と学習方略の変容 京都大学高等教育研究, **6**, 35-52.
- 白井利明 (1997). 時間的展望の生涯発達心理学 勁草書房
- Sinai, M., Kaplan, A., & Flum, H. (2012). Promoting identity exploration within the school curriculum: A design-based study in a junior high literature lesson in Israel. *Contemporary Educational Psychology*, **37**, 195-205.

- Soenens, B., Berzonsky, M. D., Dunkle, C.S., Rapini, D. R., & Vansteenkiste, M. (2011). Are all identity commitments created equally? The importance of motives for commitment for late adolescent's personal adjustment. *International Journal of Behavior Development*, **35**, 358-369.
- 蔣 妍 (2010). 授業外学習を促す授業実践の研究 大学教育学会誌, **32**, 134-140.
- Tagg, J. (2003). *The learning paradigm college*. Anker.
- Takahashi, Y., Edmands, G. W., Jackson, J. J., & Roberts, B. W. (2013). Longitudinal Correlated Changes in Conscientiousness, Preventative Health-Related Behaviors, and Self-Perceived Physical Health. *Journal of Personality*, **81**, 417-427.
- 谷 冬彦 (2000). 大学生における同一性危機と学業的遅延傾向 日本教育心理学会第42回総会発表論文集, 665.
- 谷 冬彦 (2001). 青年期における同一性の感覚の構造：多次元自我同一性尺度(MEIS)の作成 教育心理学研究, **49**, 265-273.
- 谷 冬彦 (2008). アイデンティティのとらえ方 岡田努・榎本博明 (編) シリーズ自己心理学第5巻 パーソナリティ心理学へのアプローチ (pp. 6-21) 金子書房
- 谷村英洋 (2011). 大学生の学習時間と学習成果 大学経営政策研究, **1**, 69-84.
- 辰野千寿 (1997). 学習方略の心理学：賢い学習者の育て方 図書文化社
- 寺崎昌男 (2007). 大学改革その先を読む 東信堂
- 寺崎昌男 (2010). 大学自らの総合力：理念とFDそしてSD 東信堂
- 東京大学大学院教育学研究科大学経営・政策研究センター (2008). 全国大学生調査第一次報告書. <http://ump.p.u-tokyo.ac.jp/crump/resource/ccs%20report1.pdf> (参照日 2013.12.1)
- Trow, M. (1972). *The expansion and transformation of higher education*. Morristown, NJ: General Learning Press. (トロウ, M. / 天野郁夫・喜多村和之〔訳〕 (1976). 高学歴社会の大学：エリートからマスへ 東京大学出版会)
- Turban, D. B., Tan, H. H., Brown, K. G., & Sheldon, K. M. (2007). Antecedents and Outcomes of Perceived Locus of Causality: An Application of Self-Determination Theory. *Journal of Applied Social Psychology*, **37**, 2376-2404.
- 梅本貴豊・田中健史郎 (2012). 大学生における動機づけ調整方略 パーソナリティ研究, **21**, 138-151.
- Vallerand, R. J., & Bissonnette, R. (1992). Intrinsic, extrinsic, and amotivational styles as

- predictors of behavior : A prospective study. *Journal of Personality*, **60**, 599-620.
- Vansteenkiste, M., Zhou, M., Lens, W., & Soenens, B. (2005). Experiences of autonomy and control among Chinese learners: Vitalizing or immobilizing? *Journal of Educational Psychology*, **97**, 468-483.
- Vansteenkiste, M., Smeets, S., Soenens, B., Lens, W., Matos, L., & Deci, E. L. (2010). Autonomous and controlled regulation of performance-approach goals: Their relations to perfectionism and educational outcomes. *Motivation and Emotion*, **34**, 333-353.
- Vermunt, J. D. (1996). Metacognitive, cognitive and affective aspects of learning styles and strategies: A phenomenographic analysis. *Higher Education*, **31**, 25-50.
- Vermetten, Y. J. (1999). A longitudinal perspective on learning strategies in higher education: Different view-points towards development. *British Journal of Educational Psychology*, **69**, 221-242.
- 我妻優美・中原 淳 (2011). 大学生の学習観変容に影響を及ぼす協調学習経験：映像作品制作を目的とした大学授業における事例研究 日本教育工学会論文誌, **35**(Suppl.), 57-60.
- Warr, P. & Downing, J. (2000). Learning strategies, learning anxiety and knowledge acquisition. *British Journal of Psychology*, **91**, 311-333.
- Waterman, A. S. (2004). Finding someone to be: Studies on the role of intrinsic motivation in identity formation. *Identity: An International Journal of Theory and Research*, **4**, 209-228.
- Weinstein, C. & Mayer, R. (1986). The teaching of learning strategies. In M.C. Wittrock (Ed.), *Handbook of research on teaching (3rd ed.)* (pp. 315-327). New York: Macmillan.
- Weinstein, C., Schulte, A., & Palmer, D. (1987). *Learning and study strategies inventory (LASSI)*. Clearwater, FL.: H&H Publications.
- Wigfield, A., & Cambria, J. (2010). Students' achievement values, goal orientations, and interest: Definitions, development, and relations to achievement outcomes. *Developmental Review*, **30**, 1-35.
- Wigfield, A., & Wagner, A. L. (2005). *Competence, motivation, and identity development during adolescence*. A. Elliott & C. Dweck (Eds.), *Handbook of competence and motivation* (pp. 222-239). New York: Guilford Press.
- Williams, J., & MacKinnon, D. P. (2008). Resampling and distribution of the product methods for

- testing indirect effects in complex models. *Structural Equation Modeling*, **15**, 23-51.
- Winters, F. I., Greene, J. A., & Costich, C. M. (2008). Self-regulation of learning within computer-based learning environments: A critical analysis. *Educational Psychological Review*, **20**, 429-444.
- Wolters, C. (1998). Self-regulated learning and college students' regulation of motivation. *Journal of Educational Psychology*, **90**, 224-235.
- 山田礼子 (2009). アセスメントの理論と実践 山田礼子 (編) 大学教育を科学する：学生の教育評価の国際比較 (pp. 13-38) 東信堂
- 山田礼子 (2012). 学士課程教育の質保証に向けて：学生調査と初年次教育から見えてきたもの 東信堂
- 山田剛史・森 朋子 (2010). 学生の視点から捉えた汎用的技能獲得における正課・正課外の役割 日本教育工学会誌, **34**, 13-21.
- 山本真理子・松井 豊・山成由紀子 (1982). 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, **30**, 64-68.
- Yeager, D. S., Bundick, M. J., & Johnson, R. (2012). The role of future work goal motives in adolescent identity development: A longitudinal mixed-methods investigation. *Contemporary Educational Psychology*, **37**, 206-217.
- 吉田 博・戸川 悟・金西計英 (2011). 大学の授業における学生が授業外学習を行う要因 日本教育工学会論文誌, **35**, 153-156.
- 吉本 均 (1995). 授業を作る教授学キーワード 明治図書出版教育新書, **15**, 68-69.
- Zeegers, P. (2001). Approaches to learning in science: A longitudinal study. *British Journal of Educational Psychology*, **71**, 115-132.
- Zimmerman, B. J. & Martinez-Pons, M. (1986). Development of a structured interview for assessing student use of self-regulated learning strategies. *American Educational Research Journal*, **23**, 614-628.
- Zimmerman, B. J. (2008). Investigating self-regulation and motivation: Historical background, methodological developments, and future prospects, *American Educational Research Journal*, **45**, 166-183.

謝辞

本論文は多くの人の助力の元、完成した。まず、指導教員である京都大学高等教育研究開発推進センター溝上慎一准教授にお礼を申し上げる。溝上先生には、本論文における理論的背景、分析、考察にいたる全てにおいてご指導いただいた。溝上先生は、筆者の研究が中々進まない時にも粘り強く指導をして下さった。先生から受けた指導の数々は、今後の研究者としての筆者の人生に大きな影響を及ぼしたと確信している。次に、同センター・センター長であり、博士論文の副査を務めて下さった大塚雄作教授にお礼申し上げる。大塚先生は本論文における分析過程を中心にご指導いただいた。大塚先生からいただいたご指摘は、常に筆者の理解不足を痛感させるものであった。体調がすぐれない中、本論文に対して有益な指摘及び指導をしてくださったことに本当に感謝している。また、博士論文の副査を引き受けて下さった京都大学教育学研究科山名 淳准教授、同センター松下佳代教授、飯吉 透教授、田口真奈准教授、酒井博之准教授、田中一孝助教にお礼申し上げる。先生方からは研究発表の機会を通して有益なコメント及び指導を頂いた。さらに、京都大学教育学研究科高橋雄介助教、北海道教育大学教育学部半澤礼之准教授、東京学芸大学及川 恵准教授、武庫川女子大学田中每実教授、東京大学大学総合教育研究センター藤本夕衣研究員、京都外国語大学村上正行准教授には、本論文を作成するにあたり、多くの有益なコメントや指摘を受けた。加えて、研究室の仲間及び後輩、調査に協力してくれた大学生の皆様からも多くのサポートを受け、本論文は完成した。ここにお礼申し上げる。最後に、生活の全てを支えてくれた家族に感謝する。

平成 25 年 12 月 4 日

京都大学大学院教育学研究科

畑野 快